分报告 1：

劳动剩余条件下的工资上涨
——兼评“刘易斯拐点”是否到来

内容提要：本文试图对近年来农民工工资上涨现象作出解释，并预测未来的工资趋势。文章首先指出工资上涨并不代表剩余劳动力必然枯竭，二者完全可以并存。通过修正传统理论对劳动剩余条件下闲暇对收入替代关系的极端假设，文章从理论上发现即便在劳动剩余条件下劳动供给曲线也是缺乏弹性的，两部门工资并不存在稳定的峭壁关系，农业工资只通过保留工资的约束关系对工业工资施加影响。在劳动剩余条件下工业工资有两个上涨的动力源，即保留工资上涨或工业部门急速扩张所引起的劳动需求激增。基于内蒙古和甘肃两省 1500 个农户的追踪调查数据，我们验证了上述推断。在未来一段时间内，务农收入和转移成本的增加会使保留工资进入一条渐进的增长通道，而工业化所处的特殊阶段将使劳动需求维持强劲的增长态势，并使工业工资延续大幅度的增长态势。劳动剩余与工资上涨并存的格局对中国工业化提出了严峻的挑战，对此我们提出了相应的建议。

一、问题的提出

近年来我国劳动力市场出现了一个令人瞩目的现象，那就是一向以廉价著称的农民工工资出现了预料之外的、持续的上涨。这种上涨典型地反应在两个方面：一是“民工荒”的反复发作，“民工荒”被喻为“工资荒”，体现了工资上涨压力。二是最低工资标准的大幅度提高，由于很多企业参照最低工资标准设定农民工的基本工资，最低工资标准的提高在相当程度上代表了农民工工资上涨。虽然目前还没有统一的农民工工资数据，但一些调查研究多少能揭开冰山的一角。按著名劳动经济学家蔡昉的估算，2006 年农民工实际工资增长 11.6%，即便在金融危机肆虐的 2008-2009 年也没有低于 10%。更令人感到意外的是，农民工工资的上涨速度甚至一度超过城镇劳动力工资，而且幅度不小。据称，2001-2005 年农民工小时工资的上涨速度比城镇劳动力要快 64%（蔡昉，2007a）。

我国劳动力资源丰富，劳动剩余被视作一贯的基本国情，按传统理论的逻辑，在劳动剩余条件下工资是不可能上涨的。农民工工资的上涨引起了人们的反思，不同学者从不同角度进行了解释，引发了激烈的争论，其中争议最大的就是中国是否已逼近“刘易斯拐点”。以蔡昉为代表的一批学者认为，随着人口出生率的下降以及农村劳动力数量与年龄构成的变化，劳动力无限剩余格局已让位于有限剩余甚至将很快面临枯竭，中国正在驶入“刘易斯拐点区间”，工资上涨是剩余劳动力枯竭的必然结果（蔡昉，2007 b、2007c）。也有很多学者不认同这种观点，他们难以接受泱泱大国劳动稀缺的判断，认为农民工工资上涨并不是剩余劳动力枯竭造成的，提“刘易斯拐点”还为时尚早。诸如支农政策导致的农业收入增长、工业订单的季节性爆发、劳动力市场的结构性矛盾这样一些临时性、外生性因素是造成农民工工资上涨的主要原因。目前这种争论仍在继续。

上述争论见仁见智，各有一定的道理，但也让我们陷入迷茫：中国的农民工工资上涨究竟是什么原因造成的，是不是“刘易斯拐点”到来的征兆？进一步，这种上涨有没有可持续性？这些问题迫需澄清。当前中国正处于国民经济与社会发展的关键时期，工业化也正处于转折期。未来的工业化能否顺利推进，在相当程度上取决于农业政策、就业政策、技术创新政策等一系列政策的取向，而这些政策取向依赖于我们对工业劳动力供给条件的判断。如果中国真的进入了或正在逼近“刘易斯拐点区域”，那就意味着工业化模式将从古典模式转入新古典模式，工业化核心机制将从资本积累转向技术进步，而新古典式的技术进步天然地带有排斥劳动的特征，但源于劳动稀缺的基本判断，就业目标也不再重要，这种排斥

劳动的技术进步可以昂首阔步地推进。如果中国尚未进入“刘易斯拐点”，又是什么原因诱发了农民工工资的上涨呢？我们总不能把能想到的原因列成一箩筐然后说“就是它们造成的，原因是多方面的”。只有梳理出一条核心的逻辑主线我们才能判断出在“刘易斯拐点”之前这种上涨是否可持续。

本文试图回答上述两个问题。余下部分结构是：第二节简要回顾发展经济学工业化理论对欠发达国家劳动力供给条件的判断，并就其劳动剩余与工资上涨的对立假设进行批评。第三节修正古典理论对农民闲暇-收入替代关系的极端假设，从理论角度推导出劳动剩余条件下具有正斜率的劳动供给曲线，并由此推断农业收入对工业工资的影响并非传统的峭壁关系，而是保留工资的约束关系。为检验这一判断，第四节提供了检验思路，并就计量模型设置和数据来源进行了说明。第五节列出计量检验结果，我们发现，农业收入对工业工资并没有稳定的影响，它反倒是对保留工资保持着稳定的影响。在 2001 年之前保留工资对工业工资的影响既显著也稳定，但从 2002 年开始这种影响逐步退化，决定工业工资的力量正从保留工资转向工业自身的劳动供求法则。第六节结合入世后工业化进程加速等事实对上述结果进行解释。第七节是结论性评语，提出相关建议。

二、文献回顾与简评

（一）传统理论的对立假设研究

发展经济学工业化理论分为古典学派和新古典学派，两派的分野就在于对欠发达国家劳动力条件的假设不同。古典学派认为欠发达国家的农业部门存在大量剩余劳动力，由于边际生产率为零，无法根据边际原则来确定工资，以维持生计为目的的制度工资应运而生。只要工业部门提供高出制度工资一定比例的工资，就能获得无限的劳动供给。类似于古典传统中的马尔萨斯工资铁律，农业部门的制度工资长期不变，工业工资也长期维持不变，廉价的劳动供给为工业利润滚动和资本积累创造了条件，工业化得以不断推进。除非农业剩余劳动力吸干，边际产出超出制度工资，农业工资才会按边际原则调整，工业工资才会上涨（Lewis, 1954），这时就出现了所谓的刘易斯拐点。可见，关于劳动力条件的假设一开始就是围绕着劳动是否剩余和工资是否会上涨这两项内容来进行的。

刘易斯的种子文献引起新古典学派的强烈质疑，双方你来我往、唇枪舌剑，陷入了持久的论战，论战的内容还是围绕着劳动力条件的两项假设。第一个发难的是舒尔茨，他以印度 1918-1919 年流行感冒期间农业产出变化为例，说明即便在印度这样的落后国家，农业劳动力的边际生产率也没有降为零，所以，根本就不存在所谓的剩余劳动力，劳动同样是稀缺的（舒尔茨，1999，p34）。他的这

一假设被后来的新古典主义者完全地继承下来（如 Jorgenson, 1961,1967; Zarembka, 1970; Dixit, 1970）。由于劳动稀缺，边际生产率从一开始就不断上涨，工资上涨也就成为必然。由于工资是不断上涨的，工业化核心机制就不像刘易斯模型那样依赖于低工资下的资本积累，而是转向技术进步。从这里可以看出，新古典学派对欠发达国家劳动力条件的假设与古典理论是正好相反的。

对于新古典学派的挑战，特别是关于劳动剩余假设的挑战，古典学派进行了理直气壮的回击。Sen（1966）、Takagi（1978）乃至后来刘易斯本人（刘易斯，1988，p105）都认为舒尔茨犯了混淆概念的错误，因为刘易斯所说的边际生产率为零是指“每人的边际生产率”为零，而舒尔茨所说的是“每小时的边际生产率”为零。只要“每人的边际生产率”为零，就属于剩余劳动力，但“每小时的边际生产率”完全可以大于零。Sen（1966）还证明只要“每小时的边际生产率”为常数，就存在剩余劳动力，所以舒尔茨所说的“每小时的边际生产率”等于零，只是剩余劳动存在条件的一个特例，不足以作为排除剩余劳动力的理由。说白了，剩余劳动力存在的条件就是，如果部分劳动力转移出农业，余下的劳动力能通过提高劳动强度来弥补劳动力转移所造成的劳动投入的减少，那么农业产出就不会受到影响，这部分劳动力就构成剩余劳动力（Takagi, 1978）。

古典学派的反击是有说服力的，许多研究也证实了欠发达国家农业部门确实存在剩余劳动力（Mehra, 1966; Turnham & Jaeger, 1971）。但问题是，即便要满足“每人的边际生产率”为零这一条件，恐怕也是比较苛刻的，更多的情况可能是它确实比较小，但还不至于为零。Ranis-Fei（1961）考虑到这种情况，在刘易斯模型的基础上将劳动剩余划分为两个阶段，一是刘易斯意义上的劳动剩余阶段，这时每人的边际生产率为零，劳动力转移不影响产出，农业工资取决于制度工资，它和工业工资均保持不变。零值剩余劳动力枯竭后，经济越过短缺点进入第二个阶段，农业劳动力的边际生产率大于零但小于制度工资，所以农业工资还是不变，但农业产出开始减少并导致工业贸易条件恶化，如果不加以干预，用农产品衡量的工业工资将上涨，这部分劳动力被称为隐蔽性失业劳动力。只有在隐蔽性失业劳动力消失后，经济才越过商品化点进入新古典区间。这时，农业劳动力的边际生产率赶上制度工资，工农业部门按边际生产率来支付工资并展开劳动力争夺，工资上涨的大幕才真正拉开。商品化点才是真正意义上的拐点。

拉尼斯-费模型堪称完美，它既保留了刘易斯传统下剩余劳动力的定义，又兼容了后来的一些新古典主义者对剩余劳动力定义的妥协（如 Maglin, 1976），但

它的漏洞也是很明显的。它认为在劳动剩余的两个阶段工业工资将维持不变。第一个阶段自不必说，在第二个阶段，它认为可以通过农业技术进步和生产效率的提高来平抑工业贸易条件的恶化，从而遏制工业工资上涨。正是这种过度自信招来了诸多实证数据的抨击。人们发现在许多欠发达国家（或地区）的经济发展历程中，在劳动剩余格局依旧明显的情况下，工资就驶入了上升通道，而且一发不可收拾（Bardhan, 1979; Hoddinott, 1996）。发展经济学中著名的“台湾现象”就是一个例子，在 1951-1965 年台湾剩余劳动力大量存在、贸易条件也没有明显恶化的情况下，工业工资开始增长，甚至一度超过劳动生产率的增速。

劳动剩余背景下的工资上涨并非个案，除台湾地区外，人们还在埃及、印度、非洲等一些落后国家发现了这种现象。理论与现实的反差引起了人们对刘易斯-拉尼斯-费模型的质疑，但质疑者并没有对这些传统模型进行彻底的反思和修正，而是从经验直觉的角度做了一些小的补充，比如，将工资上涨归结为国家的劳动管制政策或工会的集体谈判力量（Harris & Todaro, 1970; Bhagwati etal, 1974）。倒是拉尼斯本人对自己的理论主动地进行了修正，他在后来的一本著作中调整了自己的观点，他认为在商品化点之前劳动生产率的提高可能会导致工资的上升。从这一点看，他似乎向新古典主义学派妥协了一步，但他又认为，这种上涨慢于劳动生产率的提高速度，它会以一种微调的方式表现出来，所以对工业资本积累的威胁并不大，刘易斯模式仍然有效（拉尼斯，2004，p162-178）。可见拉尼斯的妥协是非常有限的，其古典主义特色并没有实质性的改变。

总的来看，尽管古典学派和新古典学派都做出了一定的折中和让步，但它们在对欠发达国家劳动力条件假设方面的对立并没有从根本上消失，古典学派强调劳动剩余和工资不变，新古典学派则强调劳动稀缺和工资上升，这种非此即彼的对立假设极大地束缚了人们思考问题的空间，与现实的差距也越来越远。自上个世纪 80 年代以来，发展经济学的思想源泉开始衰竭，尽管也有一些新的理论和方法不断涌现，但它们并没有撼动发展经济学两派理论的根基，直至今天，人们主要还是依托上述的传统理论来解释发展中的各种现象和问题。

（二）国内学者对工资上涨原因的争鸣

中国学者在解释近年来农民工工资上涨现象时也没有脱离传统理论的框架，试图在劳动剩余（或稀缺）与工资不变（或上涨）两个极端之间寻找答案。鉴于多年来中国劳动力资源丰富的现实，新古典理论在中国似乎没有得到太多认可，人们的视野主要集中在刘易斯-拉尼斯-费模型所能提供的解释上。

蔡昉、都阳（2007）一语惊天地指出，农民工工资上涨表明中国正在步入“刘

易斯拐点区域”，劳动力由过剩转向枯竭是工资上涨的根本原因，未来的工资上涨趋势仍会继续，中国应做好应对的准备，工业化要从传统的依靠资本和廉价劳动投入的模式转向依靠劳动生产率提升。为证明剩余劳动力已转向枯竭，蔡昉连续撰文进行了阐释，归纳起来主要有三个要点：1、人口出生率的下降使劳动年龄人口增速放缓，在 2010 年前将出现新增劳动力数量低于劳动力需求的情况。人口红利正在消失（蔡昉，2007b、2007c）。2、农村剩余劳动力的人口结构正在转向非生产型，尽管农村还有近 1.2 亿剩余劳动力，但 50%都是 40 岁以上的，40 岁以下的只有 5800 万，可转移的剩余劳动力实际上没有想象的那么多（蔡昉，2007d）。3、城市部门对农民工已经形成刚性需求，须臾不可或缺。

上述提法富有新意，但遭到了不少人的质疑，核心就在于，人们不太敢相信在中国这个农业劳动力比重高达 40%、农村人口比重高达 55%的泱泱大国，会如此快地直面劳动力短缺的尴尬。从近年来的研究成果看，还没有哪一项能直接否定中国近期内劳动剩余格局的。按偏大一些的估计，中国至少还有 1.5 亿剩余劳动力（起草者，2006；孙自铎，2008）。按偏中一些的估计，剩余规模在 1-1.2 亿之间（田成平，2006；韩俊，2007；马晓河、马建蕾，2007）。即便按最少的估计，剩余劳动力也不下 4000 万（王检贵、丁守海，2005；纪韶，2007）。就是蔡昉本人也没有绝对否定劳动剩余格局：“目前仍有 1 亿多剩余劳动力，劳动力转移尚在中途”（蔡昉、都阳，2007a）。对近期内剩余劳动力并未枯竭的一个最直观的验证就是，近年来虽然农业劳动力在持续地转移，农业产出并没有减少，反而连年增产，2003-2008 年粮食产量从 4.3 亿吨一路增至 5.3 亿吨。

上述验证还只是针对零值的显性剩余劳动力，退一步，即使显性剩余劳动力枯竭了，中国还将进入漫长的劳动剩余的第二个阶段即隐蔽性失业的消耗阶段。所以，中国在今后相当长一段时间内都将面临劳动供给大于劳动需求的格局（起草组，2006），而不会出现真正意义上的劳动力短缺。当然，蔡昉等对劳动稀缺的担忧可能在长期内会成为一个真命题，至于短期内对劳动稀缺的担忧理由则显得不够充分。在他们看来，劳动稀缺不排除农业劳动力剩余，二者可以并存，关键就是剩余劳动力的年龄构成偏大，但这不应成为否定劳动剩余格局的理由。按劳动人口的定义，16-60 周岁男性和 16-55 岁女性，只要具有正常的劳动能力，都应算劳动人口。没有理由认为 40 岁以上劳动力的生产性较低，更不应排除在可转移劳动力之外。如果说现实中 40 岁以上劳动力确实存在转移困难的话，也只能归结于扭曲的工业发展模式，它在残忍榨取年轻一代农民工的体力资本后，将

其发还农村。如果以此来作为否定剩余劳动力的理由的话，就等于间接顺从了这种扭曲的工业劳动力需求模式。打个比方，如果工业部门只偏好于从童工身上榨取利润，能不能因为童工不足而否定农业剩余劳动力的存在呢？

不管中国会在多久的将来面临劳动稀缺，至少目前劳动剩余格局还未终结，这是大家的共识。就是按蔡昉（2007d）的估算，40 岁以下可转移的剩余劳动力只剩 5800 万，即使按 1 年 800 万的转移速度算，也足够转移 7 年。应该说劳动力短缺现象尚未真正地浮出水面，但问题是，工资大幅度上涨的现象已经持续地浮出水面了近 6 年时间。对于这一现象，“拐点论”无法做出解释。

既然工资上涨不能从劳动稀缺的角度进行解释，就必然另有原因，一些学者在传统理论的框架里进行了一些小修小补，试图在不违背传统原则的基础上通过引入外生的、临时性因素变量来做出解释，比如，流动成本的上升（赵显洲，2010）或支农改革下务农收入的提高（黄泰岩，2005）。这些解释在一定程度上迎合了人们的经验直觉，问题是，既然诱发工资上涨是一些外生的、临时性因素，那么工资上涨就不会持续。就拿支农政策来说，虽然短期内增收效应明显，但长期内诸如农业生产资料价格上涨等因素会抵消这种效应，工业工资上升动力会衰减。然而实践并非如此，自 2004 年以来农民工工资步入长达 6 年的上升通道，势头强劲，甚至在金融危机期间也没有间断过，这是他们所无法解释的。

胡景北（1994）从经济内生因素变化的角度探讨了劳动剩余条件下工资上涨的可能。他秉承了传统理论的峭壁工作假说，但认为在自耕农制度下，农业制度工资（平均产出）并不象雇农制度下那样维持不变，由于拥有全部农业剩余，农业工资会随劳动力转移而出现不断的、微调式上涨，峭壁关系会进一步带动工业工资的微调式增长。虽然这一论述有一定的启发性，但与当今中国农民工工资在短期内较大幅度的上涨并不吻合，并且他仅以台湾为分析案例，未涉及中国的具体情况。对于中国近年来的农民工工资变化，还需要单独加以分析。

可以说，中国的农民工工资上涨现象是发展经济学史的一个重大事件，因为现有理论无法对此作出自圆其说的解释。追根溯源，就在于现有理论将劳动剩余和工资上涨这两个发展中国家经常同时面对的现象强制地割裂开来、对立开来。要对工资上涨现象作出合理解释，就必须跳出这种对立假设的藩篱，在承认劳动剩余格局的前提下寻求工资上涨的原因，这就要求对传统理论特别是刘易斯模型的工资决定机制做出更为彻底的修正。

三、劳动剩余条件下的工资机制

在刘易斯模型中，工业工资取决于农业工资和工农业贸易条件，只要控制住贸易条件，工业工资就只取决于农业工资。刘易斯假设，两部门工资存在固定的比例关系，即所谓的峭壁关系，只要工业部门提供高出农业工资 30%的工资，就可以获得无限的劳动共给。他后来又将这个高出的比例调整为 50%（刘易斯，1988，p91），但没有给出具体的理由。峭壁关系是是农业工资向工业工资传导的唯一力量，只要农业工资不变，工业工资就维持不变。而在劳动剩余的农业部门，制度力量（包括农业重税等政策）足以保证农业工资做到这一点。

上述工资决定机制过于简化，这是导致它与现实屡屡发生冲突的主要原因。我们知道，工资取决于劳动供求关系，劳动需求取决于边际法则，这一点，传统模型是承认的，问题在于劳动共给，传统模型对其做了一个极特殊的处理，就是在峭壁工资处劳动共给曲线是具有无限弹性的水平线，那么，为什么它不是通常意义上具有正斜率的曲线呢？刘易斯没有给出明确的解释。实际上，在这个特殊处理的背后暗含了一个非常极端的假设，那就是，对农业工人来说，闲暇是一种低档品甚至厌恶品，它对收入没有任何替代性。只要遵循这个假设，我们就可以轻易地推导出水平的劳动共给曲线，相反，只要对该假设做出一定调整，就可以推导出不同于传统形态的劳动供给曲线。具体的推导过程如下。

假设在一个两部门经济里，一个典型农民的时间禀赋为 T，农民需要决定在两部门间如何配置 T。如果将其中的 h 提供给农业部门，由于该部门滞留着大量的零值剩余劳动力，滞留于农业意味着近乎零的劳动负荷，等于间接消费了闲暇。但由于实行制度工资 r，消费这份闲暇的同时还可以获得收入 hr。余下的时间 T-h 提供给工业部门，令工业工资为 w，则在工业部门获得的收入为 w(T-h)。总收入为 $\mathrm{w}T+h(r-w)$，农民的目标函数就是实现总效用的最大化：

$$Max: U=U(I,h)$$

$$s.t: I=\mathrm{w}T+h(r-w)$$

$$0\le h\le T$$

式中，U 为效用函数，$U'_{(I)}>0; U''_{(I)}<0$。我们用 Kuhn-Tucker 条件求解上式。令拉格朗日乘子为 λ，构建拉格朗日函数 Z：

$$z=U(\mathrm{w}T+h(r-w),h)+\lambda(T-\mathrm{h})$$

根据 h 的边际条件、非负约束和互补松弛条件，得到：

$$\frac{\partial Z}{\partial h}=\frac{\partial U}{\partial I}(r-w)+\frac{\partial U}{\partial h}-\lambda\le 0,\ h\ge 0,\ h\frac{\partial Z}{\partial h}=0 \qquad (1)$$

再根据拉格朗日乘子 λ 的边际条件、非负约束和互补松弛条件，可得：

$$\frac{\partial Z}{\partial \lambda} = T - h \geq 0,\ \lambda \geq 0,\ \lambda \frac{\partial Z}{\partial \lambda} = 0 \qquad (2)$$

古典假设：无论闲暇有多少，都是一种低档品，$\frac{\partial U}{\partial h} = 0$

只要工业工资略高于农业，$r - w < 0$，由于$\frac{\partial U}{\partial I} > 0$，$\lambda \geq 0$，必有：$\frac{\partial Z}{\partial h} < 0$，从（1）式的互补松弛条件可以看出，$h = 0$，农民将所有时间提供给工业部门。如果工业工资略低于农业工资，$r > w$，从（1）式的边际条件可以看出，$\lambda \geq \frac{\partial U}{\partial I}(r - w) > 0$，将其代入（2）式的互补松弛条件，必有$\frac{\partial Z}{\partial \lambda} = 0$，于是$h = T$，农民不向工业部门提供任何劳动供给。可见，这两种情况下的最优解都是角点解。它表示在工业工资从略低于农业工资转向略高于它的瞬间，农民劳动供给决策从毫不提供变为全部提供，变化具有无限弹性的特征。如图 1 所示：

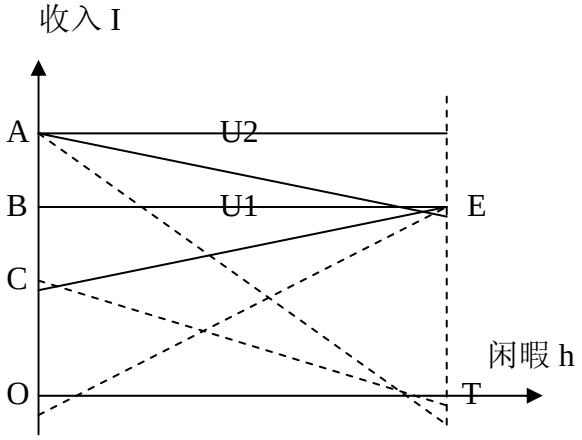


图 1：古典假设下的劳动供给决策

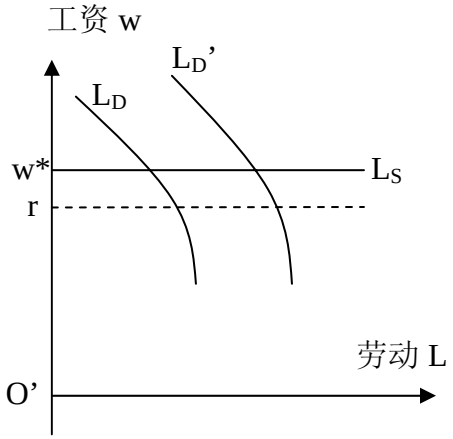


图 2：古典假设下的劳动供给曲线

图 1 中纵轴代表收入，横轴代表闲暇。当闲暇的边际效用为零时，它对收入的边际替代率也为零，相应地，无差异曲线为一条水平线。OT 表示农民将全部时间滞留于农业，$\mathrm{tg}(\angle EOT)$表示农业制度工资。TO 表示农民将全部时间提供给工业部门。如果工业工资略低于农业工资，如$tg(\angle CTO)$所示，这时，预算线是 CE 线。均衡点位于无差异曲线 U1 与 CE 线的交点 E，它代表农民不向工业部门提供任何劳动。相反，如果工业工资略高于农业工资，如$tg(\angle ATO)$所示，这时预算线变为 AE，均衡点变为无差异曲线 U2 与 AE 的交点 A，它代表农民把所有时间都提供给工业部门。这种瞬间的变化，反应了劳动供给曲线具有无限弹性的特征。如图 2 所示，如果转移成本，如交通费用、城乡生活成本的差异，以及刘易斯所说的心理成本，那么在农业工资 r 处，劳动供给曲线为一条水平线。如果考虑到转移成本，则在 r 的基础上提高一定一定比例，比如，到 w*，供给曲线为一条水平线。这时任由劳动需求 LD 扩张，工资维持不变。

修正假设：当闲暇减少到一定程度h^*时，转为正常品，$\frac{\partial U}{\partial h}>0$

传统理论对闲暇是一种低档品的假设过于苛刻，它只是一种极特殊的情形。在刘易斯年代农民生活极度悲苦，赤贫使他们对收入的渴望胜于一切，闲暇只能成为奢望，这一假设或许有一定的合理性。但在今天的中国，随着经济社会发展，特别是农业政策的持续创新，农民生活水平不断改善，闲暇对收入的替代作用也不再无足轻重，“民工荒”就是一个明证。在中国城乡二元结构的制度约束下，随着闲暇的减少，它对收入的替代作用可能会经历一个转变的过程。

自上个世纪 90 年代中期乡镇企业衰落之后，农民向工业部门提供劳动从以“离土不离乡”为主的模式转向以“离土又离乡”为主的模式。对于农民来说，效用不仅取决于个人的净收入，还取决于家庭其他成员的生活质量，比如，子女、老人的受照顾程度。在“离土又离乡”模式下，提供工业劳动也就意味着在一定程度上放弃对家庭成员的照顾。但在转移的初期，由于存在大量闲暇，家庭成员能够得到较好的照顾，同时迫于增收的需要，很可能会出现刘易斯所假设的情形，闲暇沦为可有可无的低档品，对收入的替代作用为零。但随着转移的持续进行，闲暇越来越少，家庭成员的受照顾程度减少，放弃闲暇所引起的效用损失凸显，闲暇对收入的替代作用不容忽视。现在农村留守劳动力很多是女性，他们之所以放弃工业就业机会，就是闲暇对收入替代作用的一个最直接说明。

从这个角度讲，我们对时间禀赋的理解最好是以家庭为单位，家庭对丈夫、妻子、成年子女的总时间禀赋进行最优配置，于是就可能出现丈夫或成年子女的闲暇对收入的替代作用为零，而妻子的则大于零。随家庭总闲暇的减少，闲暇的边际效用不再象古典假设那样始终为零，而是在一定时刻转为正。

由于$\frac{\partial U}{\partial h}$既可能等于零，也可能大于零。工业工资[1]不可能小于那样工资，$r-w$也是既可能大于零，也可能小于零。从(1)式的边际条件看，不能保证$\lambda>0$，也可能出现$\lambda=0$，不等式约束条件$h\le T$失去约束力，h均衡值直接根据效用函数的极值条件来求解：$\frac{\partial U}{\partial h}=\frac{\partial U}{\partial I}(r-w)+\frac{\partial U}{\partial h}=0$，它满足一般意义的消费者均衡条件，$MRS_{h,I}=\frac{\partial U}{\partial h}/\frac{\partial U}{\partial I}=w-r$。但不同阶段的均衡解不同。

[1] 这里工业工资是指扣除转移成本后的净工资。

在闲暇为低档品的阶段，由于$\frac{\partial U}{\partial h}=0$，均衡工资$w^*=r$，也就是说，只要工业净工资等于农业工资，农民获得“正常利润”，他将h^*时间交付给工业部门，这一段的劳动供给曲线是水平的。但当越过h^*后，$\frac{\partial U}{\partial h}>0$，$w^*>r$，一方面，工业净工资要上升，并超过农业工资。另一方面，劳动供给量取决于均衡条件，均衡解变为内点解，这时h将随w的提高而连续提高。因为w提高，$MRS_{h,I}$也提高，只有h减少才能重新回复均衡条件，相应地，工业劳动供给$T-h$增加。劳动供给随工资递增说明劳动这一段的供给曲线变具有正的斜率。

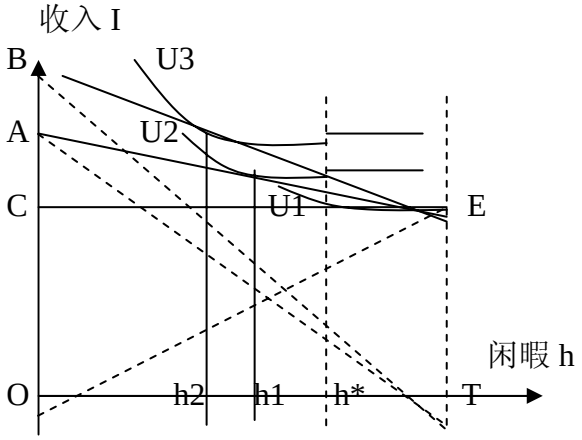


图 3：修正假设下的劳动供给决策

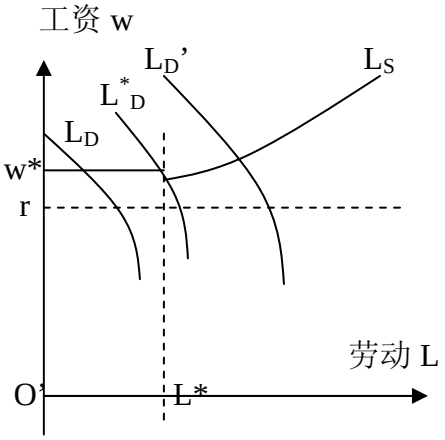


图 4：修正假设下的劳动供给曲线

如图 3 所示，无差异曲线 U1、U2、U3 在 h*的右侧为水平的，表示当闲暇大于 h*时，对收入没有替代作用，在 h*左侧变为凸向原点的正常形态的曲线。当工业部门提供等于农业工资 r 或$tg(\angle EOT)$的净工资时，预算线为水平线 CE，这时均衡点为一线段，即无差异曲线 U1 中 h*以右的水平段与预算线 CE 重合的部分 T-h*。上述为净工资，工业部门支付的总工资应为农业工资 r 加上转移成本，对应于图 4，在 w*位置，劳动供给曲线 L_S 在 L*以左部分是水平的。

当工业部门提供超过农业工资的净工资时，比如，达到$tg(\angle ATO)$位置时，预算线变为 AE，这时均衡点为无差异曲线 U2 与 AE 的切点，对应的工业劳动供给为 T-h1。同理，随着工资的提高，比如达到预算线 BE 位置时，均衡点左移，劳动供给增加为 T-h2。这时劳动供给曲线变成了正斜率，如图 2 中 L_S 在 L*右侧部分所示。总的来看，劳动供给曲线是水平线和正斜率曲线的组合。

如果将 w*视作保留工资，我们可以发现，在考虑闲暇对收入的替代可能时，

农业工资对工业工资的影响从传统的峭壁关系变为保留工资的约束关系。在劳动需求的不同状态下，工业工资的决定机制也不同。如果工业劳动需求 LD 较小，比如位于图 4 中曲线 L*D 的左侧，那么，工资就只取决于保留工资。这时工资要上涨就只有一种可能性，那就是保留工资自身出现了上涨。相反，如果劳动需求激增，比如达到 L*D 右侧 LD'的位置，那么均衡工资将超过保留工资，这时保留工资的约束条件失效，农业收入对工业工资的影响终端。这时只要劳动需求增加，工资就会上涨，而且幅度会超过保留工资。由此我们提出以下命题：

命题 1：在劳动剩余条件下，农业工资并不是通过峭壁关系直接对工业工资产生影响的，它很可能会通过保留工资的约束关系间接地发挥作用。

命题 2：劳动剩余条件下的工资上涨有两股动力源：当工业劳动需求较小时，工资上涨只能源于保留工资的上涨；当劳动需求达到某一临界水平后，工业劳动需求的增长也会诱发工资上涨，工资涨幅也将超过保留工资的涨幅。

四、实证检验方法与数据说明

（一）检验原理

为检验上述推断，我们利用 1999-2004 年内蒙古和甘肃两省 1500 个农户、约 3400 个劳动力的追踪调查数据进行分析。选择这两个省主要基于 3 点考虑：1、它们分属于中西部地区，是我国剩余劳动力比较集中的地区。2、内蒙古近年来连续创造经济奇迹，工业化成就斐然，这为我们考察劳动需求激增下的工资形态创造了良好的条件。3、内蒙古农业特别是畜牧业发展良好，而甘肃在农业发展和工业化方面都比内蒙古慢一些。选择这两个省可以进行对比分析。

检验共分 4 个步骤：1、检验 1999-2004 年间的劳动剩余情况，只有在劳动剩余格局下考察工资的决定因素才有益于检验前述命题。2、如果存在劳动剩余，则进一步考察务农收入与工业工资的波动形态，检验是否存在固定的峭壁关系。如果刘易斯的峭壁工资模式成立，那么在双对数工资方程中，务农收入的系数应始终围绕 1 波动。否则峭壁工资模式就成立，这时需要寻求新的工资决定力量，并进入下一步。3、将工资方程中的解释变量从务农收入更换为保留工资和工业劳动需求（用工业增加值来代替）这两个变量。这样做的目的有两个：一是比较保留工资与务农收入对工业工资的影响。如果命题 1 成立，那么保留工资对工业工资的影响必然要大于务农收入。二是比较保留工资与工业劳动需求对工业工资的影响，如果命题 2 成立，那么在工业发展缓慢、劳动需求疲软的情况下，保留工资的影响要大于劳动需求力量；相反，当工业化进程加速、劳动需求井喷时，保留工资的主导影响力将让位于劳动需求力量。4、为进一步检验务农收入是否

真的通过保留工资这个中介来发挥间接作用的，我们再构建一个保留工资方程，并引入务农收入变量，如果保留工资的间接关系确实存在，且转移成本没有出现较大的变化，那么在双对数方程中务农收入的系数应该围绕 1 波动。

（二）模型设置

根据上述原理，我们设置 3 个面板数据模型：

$$\ln w_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln r_{i,t} + \sum_{n=1}^{5} \phi_n D_n \ln r_{i,t} + u_i + \lambda_t + e_{i,t} \quad (1)$$

$$\ln b_{i,t} = \xi_0 + \xi_1 \ln r_{i,t} + \sum_{n=1}^{5} \rho_n D_n \ln r_{i,t} + \sum \eta M_{i,t} + u_i + \lambda_t + e_{i,t} \quad (2)$$

$$\ln w_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln b_{i,t} + \beta_2 \ln Y_{i,t} + \sum_{n=1}^{5} \delta_n D_n \ln b_{i,t} + \sum_{n=1}^{5} \tau_n D_n \ln \mathrm{Y}_{i,t} + \sum \sigma Z_{i,t} + u_i + \lambda_t + e_{i,t}$$

在上述 3 个模型中，下标 i 均表示截面单元，即受访的劳动力个体。下标 t 表示时间单元，1999 年取 1、2000 年取 2，依此类推，2004 年取 6。

模型 1 用于检验务农收入对工业工资的影响。

被解释变量$\ln w$为工业工资的对数。将各变量设计成对数形式是为了更方便地观察自变量变化对因变量的影响弹性。我们在问卷中设计了农民外出务工总收入和务工时间（月）两个变量，二者相除即可得到工业工资指标。

解释变量$\ln r$为务农收入的对数，其系数α_1就是工业工资对务农收入的反应弹性。D为哑元变量向量，它与$\ln r$构成交叉项$D\ln r$，其系数用以反应工资弹性随时间的变化趋势。D包括 5 个哑元变量，以 1999 年为基期，各D值取 0；2000 年D_1取 1，D_2至D_5均取 0；2001 年D_2取 1，其余各D值取 0；依此类推，2004 年D_5取 1，其余各D值取 0。这样，各年工资反应弹性由两项组成，比如 2000 年就是$\alpha_1 + \phi_1$，其中ϕ_1反应了与 1999 年相比，2000 年农业收入对工业工资影响弹性的差异。如果α_1偏离 1 很远，且各年ϕ_n波动很大，就说明刘易斯关于工农业工资峭壁关系的经典假说不成立，农业收入的影响要更复杂。

模型 2 用于检验务农收入对保留工资的影响。

$\ln b$为保留工资的对数。问卷专门询问了农民外务工所要求的最低月工资，因此保留工资数据是现成的。务农收入对保留工资的影响反应在系数$\xi_1 + \rho_n$上，二者分别反应了务农收入的基期影响以及往后各年这种影响的变化程度。

M为其他一些可能影响保留工资的变量，大致有两类：一是转移成本c，包括城市生活成本、交通费用等。作为影响工业部门净工资的减项，转移成本会对保留工资产生重要影响，因此需要引入这一项。二是个人的一些禀赋特征变量，包括年龄、婚否、受教育程度、是否有外出务工的经历、是否接受过培训、技工

等级。很显然，具有不同禀赋特征的人会对保留工资提出不同要求，比如，技工的保留工资很可能会高于粗工；一个受过多年教育的人的保留工资会高于文盲。引入这些变量，可以控制住它们对务农收入与保留工资关系的干扰。

模型 3 用于检验保留工资和工业劳动需求对工业工资的影响。

$\ln Y$ 为外出务工所在地非农产业增加值的对数，将它与保留工资并行列出，是为了比较在保留工资和工业劳动需求这两股力量究竟谁是决定工业工资的主导力量。D 的含义同模型 1。保留工资的影响反应在系数 $\beta_1+\delta_n$ 上，β_1 为基期（1999 年）保留工资对工业工资的影响，各 δ_n 则反应了在往后各年中这种影响的变化程度。工业劳动需求的影响反应在系数 $\beta_2+\tau_n$ 上，β_2 为基期（1999 年）工业劳动需求的影响，各 τ_n 反应了往后各年这种影响的变化程度。通过对比各年的 $\beta_1+\delta_n$ 和 $\beta_2+\tau_n$，可以发现工资主导力量的变化趋势。

Z 为其他一些可能影响务工工资的控制变量，主要包括以下 2 类：1、务工所在地的特征，主要包括要素禀赋特征、技术水平、平均工资水平、所有制构成、政府对劳动力市场的管制力度等。对于要素禀赋特征和技术水平，尽管各地之间存在很大区别，但很难直接度量，我们用地区哑元变量作为替代变量来加以反应，具体地，我们以地级市为单位对务工地点变量进行赋值。就平均工资水平而言，它当然会影响到个体工资，但在我国城市就业市场上，由于存在二元就业制度，工资结构也呈现二元特征，农民工工资居于底层，城镇单位的职工工资对他们并没有直接的可参照性。倒是集体单位的工资与他们比较接近（丁守海，2009），因此我们选择当地集体单位的平均工资来进行赋值。所有制构成用工业增加值中国有经济所占的比重来表示。政府对劳动力市场的管制力度，也很难直接度量，但近年来我国劳动管制的一个重要表现是政府强化最低工资管制，因此我们可以用最低工资标准来间接反映政府对劳动力市场的干预程度。2、务工企业特征，包括所有制性质和行业属性。我国工资的所有制差异和行业差异是有目共睹的，因此需要引入这些变量。对于务工企业的所有制性质，我们按国有及国有控股、民营、外资、个体等不同属性对企业分类。至于行业属性，则以农民工最为集中的建筑业为基准，设置制造业、餐饮服务业等各行业的哑元变量。

模型均为双效应模型，u_i 为截面效应，它可以在相当程度上过滤掉遗漏变量的影响。λ_t 为时间效应，反应工资随时间推移而自然增长的趋势。

（三）数据说明

本调查是由国家统计局组织实施的。按随机抽样原则，在内蒙古抽取 8 个县，在甘肃抽取 7 个县，共 15 个县，再在每个县抽取 10 个村，在每个村抽取 10 户，

共 1500 个农户。在 1999-2004 年的 6 年调查期间，按每户 2.28 个劳动力计算，约 3400 个劳动力接受调查。表 1-3 为样本农户主要指标的平均值：

表 1：家庭人口结构的平均值（人）

		1999	2000	2001	2002	2003	2004
内蒙	人口数	4.13	4.11	4.11	4.09	4.07	4.03
	整劳动力	2.23	2.23	2.24	2.26	2.28	2.31
甘肃	人口数	5.23	5.20	5.18	5.16	5.13	5.10
	整劳动力	2.25	2.28	2.37	2.41	2.44	2.46
合计	人口数	4.70	4.69	4.66	4.63	4.61	4.59
	整劳动力	2.24	2.27	2.31	2.32	2.34	2.39

表 1 显示，1999-2004 年，农户家庭的人口结构朝更具生产性的方向发展，1999 年平均每户 4.70 人，其中整劳动力 2.24 个，2004 年户均人口降为 4.59 个，而整劳动力增加为 2.39 个。内蒙古的户均人口规模从 4.13 人减少为 4.03 人，但整劳动力从 2.23 人减少为 2.31 人。甘肃的户均人口规模从 5.23 减少为 5.10 人，整劳动力人数从 2.25 人增为 2.46 人，生产性增加的趋势比较明显。

表 2：外出务工劳动力的禀赋变量

		1999	2000	2001	2002	2003	2004
男性比例	内蒙	0.549	0.546	0.593	0.571	0.612	0.615
	甘肃	0.613	0.621	0.620	0.628	0.636	0.637
	合计	0.592	0.595	0.608	0.613	0.623	0.625
已婚比例	内蒙	0.470	0.473	0.485	0.443	0.426	0.409
	甘肃	0.501	0.503	0.510	0.494	0.480	0.464
	合计	0.485	0.486	0.492	0.476	0.458	0.440
平均年龄	内蒙	26.6	26.5	26.2	25.8	25.2	25.2
	甘肃	24.3	24.4	23.9	23.6	23.6	23.2
	合计	25.3	25.3	25.0	24.6	24.4	24.1

从表 2 可以看出，外出务工劳动力正在朝男性化、未婚化、年轻化方向发展。1999 年男性占外出务工劳动力的比重为 59.2%，2004 年增加到 62.5%。1999 年已婚劳动力占外出务工劳动力的 48.5%，2004 年这一比例下降为 44.0%，特别是 2003-2004 年下降趋势很明显，究其原因，可能是由于 2003 年后农村改革使农村生活改善、推力减小，已婚劳动力出于照顾家庭考虑而减少外出务工。1999 年外出务工劳动力平均为 25.3 岁，2004 年降至 24.1 岁，减少了 1.2 岁。新一代的农民工正在成为务工劳动力的主体，而老一代农民工正逐渐退出。

表 3：务农收入、保留工资、务工工资（元/月）

		1999	2000	2001	2002	2003	2004
内蒙	务农收入	189	203	195	226	263	291
	保留工资	387	393	398	415	449	496
	务工工资	413	417	429	448	487	533
甘肃	务农收入	126	139	134	150	172	199
	保留工资	348	357	343	364	383	421
	务工工资	363	372	367	389	420	467

合计	务农收入	163	171	165	181	217	248
	保留工资	369	375	370	382	416	449
	务工工资	382	384	391	417	460	502

由表 3 可见，务农收入在 2001 年前停滞不前，1999 年为 163 元，2001 年还停留在 165 元。自 2002 年起务农收入开始进入恢复性增长通道，这主要得益于当年 4 月份两省划入第二批农业税改革试点省份。2004 年劳均月务农收入升至 248 元。保留工资在 2001 年之前变动也不大，自 2002 年起进入较快的上升通道，2004 年保留工资达 449 元。值得注意的是，除 2000 年外，其余各年保留工资与务农收入之间均保持稳定的差额，保留工资紧随务农收入而变化的趋势较明显。务工工资在 2001 年之前基本维持稳定，1999 年为 382 元，2001 年只有 391 元，两年基本没有上涨，但自 2002 年起务工工资开始明显上涨，2004 年达 502 元。务工工资与务农收入、保留工资之间的差距在 2001 年之前尚能保持稳定，但自 2002 年起，差距迅速拉大，特别是与保留工资间的差距迅速拉大。

五、对劳动剩余条件下工资机制的实证检验

（一）对劳动剩余状况的检验

判断农村劳动力的剩余状况可以分两个步骤来进行：一是考察农村劳动力的劳动负荷情况，劳动剩余的一个直接表征就是劳动负荷不足，劳动力有闲散时间。二是考察农业产出有没有随劳动力转移而下降，这是古典定义方法下衡量劳动力是否剩余的一个根本性标志。首先看农村劳动力的劳动负荷情况：

表 4：农村劳动力的劳动负荷（月）

		1999	2000	2001	2002	2003	2004
内蒙	农业生产	4.78	4.26	4.46	4.48	4.21	4.16
	务工时间	1.84	1.38	1.21	2.31	2.90	3.47
甘肃	农业生产	4.26	4.78	4.99	4.96	4.38	4.36
	务工时间	2.31	1.47	1.51	2.03	2.55	3.09
合计	农业生产	4.51	4.55	4.74	4.73	4.31	4.25
	务工时间	2.05	1.43	1.37	2.16	2.67	3.31

从表 4 可以看出农村劳动力剩余格局还是比较明显的。1999 年农村劳动力用于农业生产的时间平均为 4.51 个月，务工为 2.05 个月，合计 6.56 个月，相当于一年有将近半年时间都是空闲的。2000-2001 年剩余情况更严重，或许受国企分流下岗背景下城市“腾龙换鸟”政策的排挤，务工时间大幅减少，分别降为 1.43 和 1.47 个月，全年工作时间减少为 5.98 个月和 6.10 个月。自 2002 年开始，务工时间恢复增长、势头强劲，2004 年达到 3.31 个月。这可能与加入世贸组织后工业扩张和劳动需求的井喷有关。务工时间的增加使劳动剩余的空间变小，但并没有从根本上改变劳动剩余的格局，2004 年工农业劳动时间合计为 7.56 个月，即

便以 10 个月为标准负荷，剩余度还接近 25%。这里还没有考虑农业劳动时间自身就有很多是负荷严重不足的隐蔽性失业，还有很大的释放空间。

下面看随农村劳动力转移农业部门的产出变动情况，如下表所示。

表 5：农户粮食产量与务农劳动力的变化情况

		1999	2000	2001	2002	2003	2004
内蒙	粮食产量	3704	3783	3716	3775	3849	4053
	务农劳动力	1.72	1.71	1.67	1.52	1.39	1.20
甘肃	粮食产量	1287	1299	1316	1403	1480	1591
	务农劳动力	1.86	1.82	1.78	1.71	1.65	1.58
合计	粮食产量	2591	2625	2599	2651	2713	2808
	务农劳动力	1.79	1.75	1.72	1.66	1.59	1.39

注：这里务农劳动力是指以务农为主要职业的劳动力。农产品单位：公斤。在计算时将不同农产品产量按国家统计局公布的折算标准折算成粮食重量。

表 5 显示，自 1999 年以来农户家庭中以务农为主要职业的劳动力逐年减少，1999 年户均有 1.79 个务农劳动力，到 2004 年已降为 1.39 个，下降幅度达 23%，其中，内蒙 1999-2004 年户均务农劳动力从 1.72 个降为 1.20 个，降幅接近 1/3。甘肃要相对缓和一些，同期的户均务农劳动力从 1.86 个降为 1.58 个，降幅为 14%。这些都显示出农村劳动力脱离农业的趋势。但是从粮食产品的情况来看，并没有出现随劳动力转移而明显下降的情况，除 2001 年外，其余年份基本都在上涨。1999 年户均粮食产量为 2591 公斤，到 2004 年增至 2808 公斤，不仅没有减少，反而增加了 8.4%。这可能与农业制度创新激励农民种粮积极性有关，表 5 显示，粮食增产在 2002 年后表现得更明显，而内蒙古和甘肃两省正是从 2002 年开始试点农村税费改革的。总之，农村劳动力转移趋势是明显的，但并没有造成农业产出的减少，这也足以说明至少在 2004 年之前农村劳动力的剩余状况是非常明显的。这就具备了进一步检验劳动剩余条件下工资波动形态的条件。

需要说明的，在“两级所有、家庭承包”的农村土地制度下，农村劳动力的剩余状况可能会长期延续下去，因为有限的土地被分隔到各个家庭经营单位中，每一户的经营面积有限，而在传统的农业生产方式下，即便再小规模的农业生产也需要一定数量的精壮劳动力（Barber, 1961），农闲时节劳动负荷的不足很容易将其转化为剩余劳动力。当然从理论上说，可以通过土地流转来加快土地集中，问题是，在传统的土地观念的支配下，再加上近年来支农政策对土地收益的刺激，土地流转并没有大规模地展开，小规模经营的特点仍然很明显。

（二）对工业工资与务农收入关系的检验

模型（1）反应了务农收入对工业工资的影响，检验结果见下表。

表 6：务农收入对工业工资的影响（被解释变量：lnw）

	（1 栏）	（2 栏）	（3 栏）
	混合回归	固定效应模型	随机效应模型
lnr	0.286**	0.103*	0.071**
D_1lnr	-0.343	0.022	0.110
D_2lnr	0.277	0.321	0.179
D_3lnr	1.243	-0.058*	-0.026
D_4lnr	-0.216	-0.094*	-0.031*
D_5lnr	-0.335**	-0.158**	-0.098**
F(_ui)		351.6	470.1
LM		197.3	303.5
Hausman		98.79	
A-R^2	0.107	0.045	0.052

注：表中*、**、***分别表示通过 10%、5%、1%水平的显著性检验。下同。计算时对各收入变量按 1999 年基期价格水平折实。下同。

表 6 第 1 栏为混合回归的分析结果，它显示基期（1999 年）工业工资对务农收入的反应弹性为 0.286，此后各年基本没有变动，只是 2004 年突然降为-0.049（0.286-0.335=-0.049）。但从第 2、3 栏看，混合回归的结果并不可信。第 2 栏的 F(_ui)指标为 351.6，它在 1%的显著性水平上拒绝固定截面效应不显著的假设；第 3 栏的 LM 指标为 197.3，它也在 1%的显著性水平上拒绝随机截面效应不显著的假设。由于不能否定两种截面效应的存在，混合回归方法并不适用。至于究竟该采用固定效应模型还是随机效应模型应根据 Hausman 指标来确定。Hausman 值为 98.79，它在 1%的显著性水平上拒绝固定效应模型和随机效应模型的估算结果没有系统性差异的假设，为确保一致性估计，应选择固定效应模型。

从第 2 栏固定效应模型的估算结果看，$\ln r$ 的系数为 0.103，这表明在基期（1999 年）工业工资对务农收入的反应弹性只有 0.103。由于 $D_1 \ln r$ 和 $D_2 \ln r$ 的系数均不显著，2000-2001 年的反应弹性与 1999 年相比没有出现显著的变化。但从 2002 年开始，各 $D_n \ln r$ 变为负值，且统计上显著，因此工业工资的反应弹性与基期相比出现了明显下降。具体地，2002 年降为 0.045（0.103-0.058=0.045）。2003 年几乎降为 0（0.103-0.094=0.009），这说明尽管从统计意义上说务农收入对工业工资还有影响，但在经济学意义上这种影响已几乎化为乌有。更令人感到意外的是，2004 年工业工资对务农收入的反应弹性进一步降为负值，为-0.055（0.103-0.158=-0.055），工业工资出现了与务农收入反向运动的趋势。

这些结果都是对刘易斯峭壁工资模式的有力的否定：首先，如前所述，如果峭壁工资模式成立，工业工资对务农收入的反应弹性应围绕 1 波动，但考察期内

没有任何一年的反应弹性接近 1，最高时也只略高于 0.1。其次，如果峭壁工资模式成立，那么各年工业工资对务农收入的反应弹性应基本维持稳定，这样峭壁比例才能是稳定的，但从上述结果看，除 1999-2001 年反应弹性基本稳定外，在后续年份反应弹性均出现了较大的变化，而且削减趋势明显，使本来就很微弱的反应弹性几近丧失甚至逆转为负值。从这里可以看出，务农收入与工业工资之间并不存在稳定的峭壁关系，务农也不是决定工业工资的唯一力量，对于这一点，可以从调整的可决系数看出来。表中 $A\text{-}R^2$ 指标只有 0.045，这说明务农收入只能解释工业工资变化的 4.5%，可见刘易斯夸大了务农收入对工业工资的决定作用。这提醒我们必须跳出刘易斯模式的束缚寻找其他的工资决定力量。

（三）对务农收入与保留工资关系的检验

模型（2）反应了务农收入对保留工资的影响，检验结果见下表。

表 7：务农收入对保留工资的影响（被解释变量：lnb）

	（1 栏）	（2 栏）		（3 栏）	（4 栏）
	固定效应模型	随机效应模型		固定效应模型	随机效应模型
lnr	0.401**	0.397***	ln(r+c)	1.094*	0.877**
D_1lnr	-0.082	-0.101	D_1ln(r+c)	0.355	0.100
D_2lnr	0.179*	0.190	D_2ln(r+c)	0.221**	1.003
D_3lnr	0.105	0.106	D_3ln(r+c)	-0.463	-0.271
D_4lnr	-0.163**	-0.157**	D_4ln(r+c)	-0.123	-0.095*
D_5lnr	-0.301*	-0.288**	D_5ln(r+c)	0.058	0.192
F(_ui)	189.2	225.3	*F(_ui)*	653.2	559.1
LM	408.6	462.7	*LM*	709.6	618.4
Hausman	-0.17		*Hausman*	75.53	
$A\text{-}R^2$	0.228	0.235	$A\text{-}R^2$	0.241	0.250

注：第 1、2 栏控制住转移成本 c 和个人的禀赋特征变量。第 3、4 栏将转移成本 c 与务农收入 r 合并成一个新的变量 r+c，同时控制住个人禀赋特征变量。

从表 7 第 1、2 栏可以看出，当单独引入务农收入时，*Hausman* 指标为-0.17，说明固定效应模型和随机效应模型的估算结果没有系统性差异，出于有效性考虑，应选择随机效应模型。从第 2 栏 lnr 的系数可以看出，在基期（1999 年），务农收入对保留工资的影响比较明显，保留工资的反应弹性达到 0.397，就是说当务农收入增加 1 个百分点时，保留工资增加 0.397 个百分点。从各 $D_n \ln r$ 的系数看，在 2002 年之前由于各交叉项系数均不显著，保留工资对务农收入的弹性并没有出现显著的变化，但从 2003 年开始该弹性出现了迅速的下降。以 2003 年为例，$D_4 \ln r$ 的系数为-0.157，且统计上显著，因此保留工资对务农收入的弹性降为 0.240（0.397-0.157=0.240）。同理，在 2004 年由于 $D_5 \ln r$ 的系数为-0.288，保留工资对务农收入的反应弹性降为 0.109（0.397-0.288=0.109）。

出现这一变化可能与转移成本有关，决定保留工资的不只是务农收入一项，

作为净工资的减项，转移成本也会保留工资发挥作用。如果转移成本的作用加大，就必然会削弱务农收入对保留工资的影响。所以，务农收入很可能不是单独发挥作用的，而是与转移成本一起联合发挥作用。实际上在前述理论推导中，我们也发现理论意义上的保留工资就是等于务农收入加上转移成本。为检验这一推断，我们将务农收入和转移成本合并成务工的机会成本$\ln(r+c)$，将其引入到模型中并替换掉以前的解释变量$\ln r$和$\ln c$，如第 3、4 栏所示。依据 *Hausman* 指标，选择固定效应模型。从第 3 栏$\ln(r+c)$的系数可以看出，在基期（1999 年）保留工资对机会成本的反应弹性为 1.094，在此后各年中，由于交叉项$D_n \ln(r+c)$的系数不显著，该基本维持不变。唯一的例外是在 2001 年弹性出现了上跳，暂时升至 1.315（1.094+0.221=1.315），但 2002 年很快又恢复到 1.094。

可见，与务农收入发生密切联系的并不是工业工资，而是保留工资，而且它也不是单独发挥作用的，而是与转移成本一起发挥联合作用的。如果将务农收入和转移成本加总成务工的机会成本我们就会发现，刘易斯模型所预言的农业工资与工业工资的峭壁关系实际上已经被机会成本与保留工资的峭壁关系所替代。这至少可以说明两点：1、务农收入的作用不是直接的，它首先影响的是保留工资，再通过保留工资发挥间接作用。2、务农收入并不是决定保留工资的唯一力量，即便务农收入不变，转移成本变化了，保留工资也要发生变化。

（四）对保留工资与工业工资关系的检验

模型（3）反应了保留工资对工业工资的影响，检验结果见表 8。

表 8：保留工资对工业工资的影响（被解释变量：lnw）

	（1）栏	（2）栏	（3）栏	（4）栏
	固定效应模型	随机效应模型	固定效应模型	随机效应模型
lnb	0.633*	0.629**	0.440**	0.436*
D_1lnb	1.481	1.502	0.213	0.229
D_2lnb	-0.179	-0.155	-0.090*	0.084*
D_3lnb	-0.019	-0.013	-0.083	-0.102
D_4lnb	-0.225	-0.261*	-0.119	-0.098
D_5lnb	-0.386**	-0.395*	-0.376**	-0.382**
lnY	0.210	0.277	0.085	0.105
D_1lnY	-0.501	-1.009	-0.487	-0.464
D_2lnY	-2.020	-1.983	-1.523	-1.288
D_3lnY	0.267**	0.280*	0.203	0.171*
D_4lnY	0.303*	0.316**	0.258**	0.263*
D_5lnY	0.576**	0.570*	0.491*	0.502*
控制变量	无		有	
F(_ui)	382.9	401.4	533.2	602.1
LM	429.1	495.2	381.4	419.3
Hausman	0.26		-1.14	
A-R^2	0.196	0.203	0.227	0.231

注：控制变量包括务工所在地哑元变量、国有经济在工业增加值中的比重、当地集体单位的平均工资水平、最低工资标准、务工企业的所有制性质及行业属性。

从表 8 第 1、2 栏可以看出，当没有引入控制变量时 *Hausman* 指标为 0.26，依据有效性原理应选择随机效应模型。第 2 栏 $\ln b$ 的系数显示，基期（1999 年）工业工资对保留工资的反应弹性高达 0.629，保留工资对工业工资的影响力很大。在其后的 3 年时间里，直至 2002 年，由于各 $D_n \ln b$ 的系数不显著，该弹性一直维持不变，但从 2003 年开始该弹性出现剧烈下降。结合 $D_4 \ln b$ 和 $D_5 \ln b$ 的系数，2003 年弹性降为 0.368（0.629-0.261=0.368），2004 年则进一步降为 0.234（0.629-0.395=0.234），说明保留工资对工资的影响力正剧烈下滑。

但另一方面，从 $\ln Y$ 及各年 $D_n \ln Y$ 系数的演进趋势可以看出，工业增加值对工资的影响力在迅速增强。$\ln Y$ 的系数不显著，说明在基期（1999 年）工业增加值的变化并没有对工资造成显著的影响。从引致性需求的观点看，这意味着即便工业部门扩张、工业劳动需求增长也不会引发工资上涨。在随后的 2 年里，由于 $D_1 \ln Y$ 、$D_2 \ln Y$ 的系数不显著，这一特征没有发生变化。但从 2002 年开始，工资对工业增加值的反应弹性迅速凸显。结合 $D_3 \ln Y$ 、$D_4 \ln Y$ 、$D_5 \ln Y$ 的系数，2002-2004 年该弹性分别达到 0.280、0.316、0.570。这说明，工业增加值对工业工资的影响自 2002 年后从无到有地显现出来，且呈迅速强化的趋势。

第 3、4 栏引入了相应的控制变量，各系数虽有一定变化，但性质基本没变，特别是保留工资和工业增加值系数的演进趋势没有发生根本变化。1999-2000 年，工业工资对保留工资的反应弹性为 0.436。2001 年出现略微下降，减为 0.352（0.436-0.084=0.352），但 2002-2003 年又迅速恢复到原来的 0.436。这些变化与没有引入控制变量时相比有一定的不同，但没有影响到总体的变化趋势，因为 2004 年工资对保留工资的弹性就迅速地降为 0.054（0.436-0.382=0.054），影响已几乎消失。就工业增加值而言，1999-2001 年它对工业工资均未构成显著影响，这与没有引入控制变量时是一样的。2002-2004 年工资对工业增加值的反应弹性突增为 0.171、0.263、0.502。这一趋势与没有引入控制变量时相同。

总的来看，上述结果表明，在 2002 年之前工业工资的主导力量是保留工资，但此后转为工业增加值。特别是 2003-2004 年二者对工业工资影响的此消彼长的关系愈发突出。如果不考虑短期内工业部门就业弹性出现较大变化的可能，那么，基于引致性需求的观点，工资的主导力量正从保留工资转向工业劳动需求力量。这在一定程度上验证了命题 2。但这种转变是否由于工业部门扩张及其劳动需求的激增达到一定临界点所引起的，后面我们还需要做进一步的验证。

六、对劳动剩余条件下工资趋势的进一步预测

（一）家庭分工型留守劳动力将使劳动供给曲线变得更加缺乏弹性

工资取决于劳动供求关系，这包括两层内涵：一是劳动供求数量的对比关系；二是劳动供求曲线的形状。同样是旺盛的劳动需求，在刘易斯式的水平劳动供给曲线下就不会引发工资上涨，但只要它是缺乏弹性的，就会立即引起工资上涨。对未来农民工工资趋势的研判，首先要看农民工劳动供给曲线的形状会出现怎样的变化。我们认为，这一变化只会朝更加缺乏弹性的方向发展。

我们做出这一判断主要是基于农村剩余劳动力构成的变化。目前农村劳动力虽然还有 3 亿多，剩余劳动力也不少，但主要是妇女及年龄偏大的劳动力（蔡昉，2007d），按贝克尔的家庭劳动分工理论，妇女是典型的家庭分工型劳动力，劳动供给决策不仅取决于劳动力市场的收益与成本比较，更重要地，还要取决于家庭内部劳动分工的需要。即使一个人参加工作能够赚取较多的工资，如果家庭迫需她留下来分担内部劳动，她也有可能会放弃这样的机会，除非工资能上升到足够高的水平以弥补她放弃内部劳动所带来的效用损失。对中国农村来说，可能正面临着这一现实。在改革开放之初，农村留守劳动力还比较多，将劳动提供给工业部门不会对家庭内部的劳动分工产生明显影响，但随着劳动力的持续转移，留守劳动力越来越少，照顾老人、子女、房屋等家庭内部的劳动分工日益迫切。留守劳动力虽然闲散，但在承担家庭劳动分工方面是一个不可或缺的载体。离开这种分工，家庭生活质量就会受到很大的影响，子女无人管教、老人缺乏呵护、房前屋后荒芜、财产面临失窃危险等等，都是这种影响的典型表现。

从全国数据我们大致可以看出留守劳动力对家庭分工的必要性。目前全国有 3 亿左右的农业劳动力，按 2.5 亿个农户家庭算，每户只有 1.2 个劳动力，如果继续转移，很多农户都将面临没有劳动力留守的情形。就本文的调研数据来说，也能验证这个判断。从表 5 可以看出，截止 2004 年内蒙、甘肃两省平均每户的留守劳动力（以务农为主业）为 1.39 个，其中内蒙有 1.20 个，甘肃有 1.58 个。这是当时的情形，如果按 1999-2004 年的转移速度推算，现在每户的留守劳动力也就在 1 个左右，对于内蒙来说，甚至还不足 1 个。再转移他们，将对家庭生活产生重要影响，从而削弱其劳动供给意愿。表 9 反应了这一趋势。

表 9：留守劳动力的劳动供给意愿及务工劳动力的汇款情况

		1999	2000	2001	2002	2003	2004
内蒙	比例 1	0.223	0.208	0.252	0.247	0.306	0.331
	比例 2	0.601	0.623	0.579	0.502	0.433	0.406
甘肃	比例 1	0.159	0.172	0.199	0.184	0.229	0.253
	比例 2	0.713	0.692	0.680	0.606	0.578	0.515
合计	比例 1	0.193	0.188	0.227	0.226	0.263	0.289
	比例 2	0.673	0.664	0.642	0.568	0.520	0.473

注：表中比例 1 为留守劳动力中表示因家庭原因不愿外出务工的比例；比例 2 为外出务工劳动力汇回家中的钱款占其务工收入的比重。

从表 9 可以看出，1999 年农村留守劳动力中有 19.3%表示因家庭原因而不愿外出务工，虽然 2000 年这一比例略有下降，但总的趋势是不断上升的，2004 年该比例上升到 28.9%，比 1999 年增加了近 10 个百分点。这说明随着农村劳动力的持续转移，家庭分工对留守劳动力劳动供给意愿的限制逐渐凸显出来。当然，这一限制要真正发挥作用还有一个前提条件，那就是家庭经济状况有所好转，按贝克尔的家庭分工理论，当家庭经济状况较好时，把劳动提供给外部劳动力市场所获得的工资收入所带来的边际效用较小，而把劳动留在家庭内部所带来的边际效用较大，二者相权衡，劳动者才更可能放弃外部劳动。近年来，随着务农收入以及工资性收入的提高，农户家庭的经济状况正在好转，摆脱了改革初期对务工收入不计成本、饥渴式的依赖。从表 9 可以看出，外出务工劳动力汇回家的钱款占务工总收入的比例不断下降，1999 年农民工将 2/3 左右的务工收入都汇回家，2004 年降为 47.3%。农户对务工收入依赖性的下降为留守劳动力的劳动供给决策留下了更大的选择空间，家庭分工决策更容易发挥实质性影响。

留守劳动力劳动供给决策的家庭分工化将带来一个重大变化，那就是闲暇对收入的替代作用更加明显，这不仅说明前面我们推导正斜率劳动供给曲线的立论前提是成立的，而且从图 3 和图 4 的具体推导过程来看，劳动供给曲线也会变得更陡峭，在相同的劳动需求力量的作用下，更容易引发工资上涨。

（二）务农收入和转移成本增加将使保留工资出现渐进式增长

如前所述，当工业劳动需求疲软时，工业工资只取决于保留工资，这时保留工资上涨同样会引发工资上涨。从目前的情况来推断，未来一段时间内保留工资很可能会出现上涨态势，主要原因有两个方面：一是农业制度创新导致务农收入的持续增加；二是劳动力转移成本特别是城市生活成本不断增加。

就务农收入而言，它不同于刘易斯的农业工资。刘易斯描述的是雇农制度，农业工人不拥有农业剩余，只获得无风险的制度工资，由于它大于边际生产力，因此会长期维持不变。但中国实行的是“两级所有、家庭承包”土地制度，农民更接近于自耕农，制度工资取决于家庭内的平均产出（胡景北，1994）。在劳动剩余条件下，由于边际生产力较小，随着劳动力的持续转移，平均产出必然增加。当然，平均产出增加并不代表制度工资就一定增加，以前可以通过农业税、乡村统筹、提留等手段剥夺农业剩余，制度工资仍可能会维持不变，这也是为什么在本轮农村改革启动之前我国农业收入停滞不前甚至倒退的主要原因。但近年来的农村制度创新取消了农业税及其他各种费用，还对农民进行补贴，在这种情况下农民真正拥有了全部的农业剩余，随着农村劳动力转移，务农收入才会真正提高。

可以预料，在未来一段时间内出于改善城乡结构的考虑，我国会进一步强化农村制度创新以及对农民利益的保护。务农收入的增长态势仍会继续。

但务农收入的增长将会是渐进的，而不会出现陡然的、大幅增长，这是因为劳动力转移是连续进行的，人均产出的增加也会是连续的。另一方面，尽管农村制度创新会使务农收入增加，但随着时间推移，其增收效应会出现一定的衰退，特别是农业生产资料价格的跟涨会在一定程度上抵消掉增收效应。

就农村劳动力的转移成本而言，随着经济的不断发展，资源约束日益突出，资源价格会不可避免地上涨，进一步带动等城市生活成本、交通费用等的增加，并对转移成本构成直接的上行压力。从调查数据来看，农民工外出务工的前三项开销是：食品支出、衣着支出、交通通讯费用。其变化趋势如下：

表 10：农民工外出务工的生活开销（元/月）

	1999	2000	2001	2002	2003	2004
生活开销	134	130	145	159	177	213
其中：食品	59	65	75	80	98	119
衣着	20	19	22	25	31	40
交通通讯	16	16	18	21	24	27

从表 10 可以看出，1999-2004 年外出务工的生活开销出现了较明显的上涨，特别是 2003-2004 年上涨得更快。1999 年月均生活开销为 134 元，至 2002 年都没有出现太大变动，但 2003 年陡增为 177 元，2004 年则进一步增至 213 元。在各项开销中，食品开销最大，也是增长得最快的。1999 年月均食品开销为 69 元，2004 年增至 109 元，增加了一倍多。从这里至少可以看出两点：1、农民工消费仍停留在很低的层面，恩格尔系数低，消费主要用于解决吃喝等温饱问题。2、生活用品特别是食品价格上涨会对农民工生活开销造成很大的压力。

可以预见，在未来一段时间内，粮食生产能力不能在短期内得到根本性改善，粮食供求的紧平衡局面还会维持相当长一段时间，供求关系的基本格局加上国家粮食收购价保护政策的作用，农产品价格将进入一个持续的上升通道，它会继续推动食品价格上涨，今年我国食品价格再次上涨就说明了这一点。食品价格上涨与其他资源性产品的价格上涨会成为助推劳动力转移成本的重要力量。

总的来看，务农收入与转移成本的增加都会抬高保留工资水平，并成为工资上涨的第一股动力源，但这股动力源不会很强劲，也就是说，如果仅仅依托保留工资的力量，工业工资上涨只会出现渐进的、幅度较小的上涨。究其原因：首先如前所述，务农收入的增长只会渐进的、连续的。至于食品价格以及其他资源性产品价格的上涨，国家不会放任不管，在调控政策的干预下，它们不可能会出现

陡然的、石破惊天的大幅上涨，只会被控制在政策目标允许的范围内。

（三）工业化加速推进将使市场工资出现持续的大幅增长

当工业部门加速扩张、劳动需求陡增时，供求关系所决定的市场工资可能会越过保留工资的约束条件，工资的主导力量从保留工资转向劳动需求力量，这时即便保留工资不变，只要劳动需求激增也会引发工资的大幅度上涨。

对于这一点，我们在实证分析部分已经进行了初步验证。正如表 8 揭示的，2004 年保留工资对工资的影响大幅下降到几近消失，但另一方面，工业增加值的影响从 2002 年起逐渐显现，并于 2004 年出现陡增。工资的主导力量明显地从保留工资转向工业增加值。我们认为，这一转变是由我国工业发展的阶段性变化引起的。在 2001 年之前由于亚洲金融危机的影响，再加上国企改革带来的冲击，工业部门一度陷入困境，工业发展速度放缓，工业劳动需求疲软，对照于图 4，这时市场工资很可能会落入保留工资的作用区间。但从 2002 年开始，入世效应迅速释放，强劲的出口态势带动了工业部门的迅速扩张，工业劳动需求出现井喷，并一度引发了“民工荒”。在这种背景下，旺盛的劳动需求就很容易将工业工资带离保留工资的作用区间，劳动需求力量对工资的影响后来居上。

上述推断可以在一定程度上验证命题 2，但还不够严谨。为此，我们将利用内蒙古和甘肃两省的对比分析来做进一步的验证。调查发现，内蒙古和甘肃两省农民外出务工的地点有很大差异，内蒙农民主要在省内务工（包括县内和县外省内），这部分大约占 61%，另有 27%左右到北京、天津等环渤海地区的中心城市务工，这主要源于内蒙古的地缘优势，剩下的主要是去东北和南方。由此可见，内蒙农民的务工地点主要是内蒙古本省和北部中心城市。对于甘肃来说，选择在省内就业的约占 66%，另有 22%左右去西安、宁夏和新疆务工。可见，务工主要集中在甘肃本省以及其他一些西部省份及城市。值得注意的是，两省农民务工聚集地的工业发展速度存在很大差异，内蒙古和甘肃两省自身的差异就很明显。我们知道，内蒙古近年来取得了工业发展速度惊人，在“羊煤土气”等资源型产业的带动下，从 2002 年开始连续 8 年创造全国经济增速第一。2002 年经济增速达到 13.2%、2003 年达到 17.6%，2004 年更是高达 20.9%。相对而言，甘肃的工业发展速度要慢一些，2002-2004 年的经济增速分别只有 9.9%、10.7%和 11.5%。除了内蒙古和甘肃自身差异外，内蒙农民工务工的省外聚集地（如北京等中心城市）的工业发展速度也要比甘肃农民工的省外聚集地（如西安等地）快得多。

这样，内蒙农民工实际上面临着比甘肃农民工更庞大的工业劳动需求格局，如果命题 2 成立，那么劳动需求对内蒙农民工工资的影响应大于甘肃农民工，而

保留工资的影响应小于甘肃农民工。表 11 为两省对比分析的结果。

表 11：内蒙古与甘肃两省农民工工资决定力量的对比分析

	（1）栏	（2）栏	（3）栏	（4）栏
	内蒙		甘肃	
	固定效应模型	随机效应模型	固定效应模型	随机效应模型
lnb	0.397*	0.398**	0.513**	0.509*
D_1lnb	-1.196	-1.203	0.082	0.073
D_2lnb	0.462	0.455	1.195*	1.226
D_3lnb	-0.119	-0.113*	0.419	0.432
D_4lnb	-0.217	-0.228	-0.404	-0.377
D_5lnb	-0.373**	-0.375*	-0.202**	-0.184*
lnY	0.399	0.407	0.102	0.063**
D_1lnY	-0.623	-0.620	0.008	0.056
D_2lnY	-0.104	0.057	1.515	1.464
D_3lnY	0.790	0.813	-1.036	-0.998
D_4lnY	0.441*	0.447**	0.128**	0.127*
D_5lnY	0.513**	0.509*	0.049*	0.053*
F(_ui)	589.3	707.1	663.2	428.6
LM	331.7	536.7	459.3	262.4
Hausman	0.39		-2.75	
A-R^2	0.215	0.213	0.261	0.259

注：以上各栏均引入与表 8 相同的控制变量。

表 11 的 Hausman 指标显示，两省模型均应选择随机效应模型。从第 2 栏的结果看，在基期（1999 年），内蒙农民工工资对保留工资的反应弹性为 0.398，2002 年降为 0.285（0.398-0.113=0.285），2003 年又出现反弹，回复到 0.398，但 2004 年迅速降为 0.023（0.398-0.375）。至于工业增加值对工资的影响，在 2002 年之前一直是不显著的，但 2003、2004 年陡增为 0.447 和 0.509。对于甘肃省，从第 4 栏可以看出，1999 年农民工工资对保留工资的反应弹性为 0.509，明显比内蒙古要高，而且这种高弹性一直持续到 2003 年，2004 年虽然降至 0.325（0.509-0.184），但仍比内蒙古高很多。就工业增加值的影响来说，1999-2002 年甘肃农民工工资对工业增加值的反应弹性一直维持在 0.063 的较低水平，2003 年增至 0.190（0.063+0.127=0.190），2004 年则为 0.116（0.063+0.053=0.116）。与内蒙相比，这一影响力显然要小得多。这些结果基本验证了命题 2。

总的来说，理论和实证分析都告诉我们当工业部门迅速扩张时，旺盛的劳动需求可能会使工业工资突破保留工资的约束而出现大幅上涨。目前中国工业化刚越过中期阶段，接下来将进入重化工业化和高加工度阶段，从发达国家的经验看，这一阶段的工业化进程将明显加速，工业急速扩张将使工资主导力量从保留工资转向劳动需求力量，工资的上涨形态也将不再拘泥于保留工资下的渐进式上涨，巨大的劳动需求会形成巨大的推力，推动工资持续、大幅地上涨。

七、结论性评语

（一）本文的主要结论

近年来我国农民工工资出现了持续、大幅的上涨，有人据此判断我国进入了“刘易斯拐点区域”，是剩余劳动力枯竭导致了工资上涨。但本文的分析表明，工资上涨并不一定就意味着剩余劳动力的枯竭，二者完全可以并存。

我们通过修正传统模型对农民闲暇-收入替代关系的极端假设，从理论层面推导出劳动剩余条件下缺乏弹性的劳动供给曲线，并揭示工资上涨的内在机理。我们发现，即便在劳动剩余条件下，农业工资也不是通过固定的峭壁关系对工业工资直接发挥作用的，而是通过保留工资的约束关系发挥间接作用。当工业劳动需求疲软时，工资只取决于保留工资，工资增长的唯一源泉就是保留工资的增长。当工业劳动需求强劲时，供求关系所决定的市场工资将越过保留工资的约束，并出现工资随劳动需求的递增而不断上涨的趋势，这时工业劳动需求成为推动工资上涨的主导力量。相对于保留工资，它会引起工资更大幅度的上涨。

基于 1999-2004 年内蒙、甘肃两省 1500 个农户的追踪调查数据，我们利用计量手段验证了上述推断。我们发现，在 2003-2004 年工业部门快速扩张的阶段，工资主导力量确实发生了转变，原来保留工资的主导作用让位于工业需求力量，对于连续创造工业发展奇迹的内蒙古来说，这一点表现的尤为突出。

进一步，我们对未来的工资趋势进行了研判。我们认为，在未来一段时间内，农民工工资上涨趋势仍会延续，甚至会强化。首先，保留工资会不断上涨。农村制度创新正在使务农收入步入一条持续的上升通道；另一方面，资源型产品价格上涨将使转移成本不断增加。尽管这两个因素的爆发力不会很强，但至少能保证工资能沿着一条渐进式通道增长。其次，也是更重要的，中国正处于工业化中期偏后阶段，将很快迈向重化工业化和高加工度化阶段，工业化进程加速推进，强劲的劳动需求将摆脱保留工资的约束，使工资出现持续、大幅上涨。

（二）双重格局下的工业化挑战与对策

本文的分析证明，当前的农民工工资上涨并不意味着“刘易斯拐点”的到来，它只是一个工资的拐点，是在劳动剩余格局没有逆转的前提下发生的。劳动剩余与工资上涨并存的格局将使工业化迎来一场阵痛，并造成如下影响：

1、主导产业切换可能会出现暂时的紊乱

按产业发展的一般规律，工业化的演进路径是从劳动密集型产业到资本密集型产业再到技术密集型产业。在劳动剩余条件下，劳动密集型产业应该是工业化

的主导产业，但在工资上涨的压力下，它又显示出不适应性，可能会过早地退出主导产业序列，资本密集型产业可能会过早地主导工业化发展。这种过早的主导产业转换可能会引发一系列震荡，首当其冲的就是就业。从国际经验来看，那些在工业化转折阶段注意做到主导产业平稳切换的国家，就业问题往往能得到较好的兼顾，并为后续工业化的推进提供保障。而那些急于切换主导产业的国家，糟糕的就业状况最终会迫使工业化戛然而止。上个世纪 50 年代，日本遭遇了劳动剩余条件下的工资上涨压力，日本在加快资本密集型产业和技术密集型产业发展的同时，没有忘记加快对劳动密集型产业的改造，独创出一条日式技术演进路径，将技术要素充实到劳动密集型产业中，劳动密集型产业、资本密集型产业、技术密集型产业相互交融、并行发展，构成了一个独特图景，工业化最终走出阵痛、安然涉险。而印度恰恰相反，出于赶超思维，冒进地推动资本密集型产业发展，不顾劳动剩余国情的制约，最终陷入失业的泥潭，工业化步履维艰。

今天中国劳动剩余条件下的工资上涨也对主导产业的切换提出了特殊要求，一方面，劳动剩余条件要求劳动密集型产业还不能过早地退出主导产业序列；另一方面，为应对工资上涨压力，又不能停留于传统的劳动密集型产业发展模式上。加强对劳动密集型产业的改造，通过融入新的技术要素，让劳动密集型产业重新焕发活力，是一条必然选择之路。这与当年日本有很大的相似度。相应地，这也对中国的技术进步路径提出了特殊要求，那就是在改造传统产业的过程中，不能只注重技术进步速度，还必须加快技术进步方式的转变，提高其劳动要素偏向度。适合于中国国情的技术进步不能过度地倚重于舶来品，欧美技术源于劳动稀缺的国情，而中国不同。当年日本的经验是将传统技术要素与新的技术发明有机结合起来，走出一条“蒸汽机+石磨”的渐进式路径。这值得中国借鉴。

2、探索适合中国国情的重化工业化和高加工度化路径

工业结构演进的第二条逻辑主线是从轻工业向重化工业过渡，而在重化工业化过程中，又要从原材料等基础工业向加工、组装工业过渡，实现高加工度化。在劳动剩余阶段，一般会利用廉价人力资源发展食品、服装等轻工业，产业链短、技术含量低、附加值低。改革以来，我国工业发展模式正迎合了这一点，“三来一补”的加工贸易、世界廉价加工厂就是真实的写照。然而，工资上涨压力要求提前终结这一局面，重化工业化和高加工度化将提前主导工业发展。

重化工业化和高加工度化的核心是提高工业附加值。重化工业化的目的是为工业附加值的提升创造空间，消除工业发展的瓶颈，特别是基础设施、原材料、

能源等基础产业的瓶颈。第二个原因是，工资上涨压力要求工业化寻求更广阔的生存空间，产业转移不可避免，而要推动产业转移就必须加强基础设施以及迁入地的基础产业建设。高加工度化是通过延长产业链条来提高附加值。

劳动剩余与工资上涨条件下，提前启动重化工业化和高加工度化，既有它的必要性也有一定的特殊性。必要性在于，为应对工资压力，提升工业附加值迫在眉睫，而重化工业化和高加工度化正迎合了这一点。特殊性在于，它们是在劳动剩余条件下进行的，要以一种有助于就业的、恰当的形式来推进。

研究表明，在发达国家的工业化历史上都曾出现过一个奇怪的现象，那就是在重化工业化阶段，修正的霍夫曼系数基本稳定而不是想象中的急剧上升。美国在上个世纪初、日本在上个世纪三四十年代概莫如此。对它的经典解释是，重化工业化以生产资料工业为中心，但不拘泥于生产资料工业。重化工业向生活资料工业的拓展是一个必然趋势，比如冶金工业和机械工业向汽车工业的拓展。这样做的好处是提高重化工业的就业吸纳能力。美国汽车工业吸纳了 20%就业份额。如何寻找重化工业与就业弹性的结合点，是中国需要认真思考的。

至于高加工度化，关键是如何拉长产业链条、提升中间品的产出比重，让生产结构呈现出多层次化。以前的“三来一补”加工贸易是一种低层次上的加工度虚高，不是真正的高加工度化。真正的高加工度化立足于基础工业，思考的核心问题的是如何延伸到加工工业，让它与加工工业实现良好的衔接。上个世纪 50-70 年代，日本服装工业对纺织工业的高加工度系数达到 4.35 倍、机械工业对钢铁工业也超过了 3 倍。中国的高加工度系数很低，原料经国际厂商加工往往增值数倍，而在国内只能做成廉价的低档品。高加工度化有两个要点：1、源于基础产业的优势，日本服装工业附加值源于发达的纺织工业、汽车工业则源于强大的钢铁工业。脱离中国基础产业的优势，盲目地谈论高加工度化，只能是一种空谈，甚至会回到“三来一补”的传统模式上。2、既然中国经济越来越离不开世界经济循环体系，高加工度化就必须在国际产业分工体系下进行，它的一个核心问题是，如何拓展我们在国际产业链中的生存空间，而不是只被挤压在低端的那一块狭小空间里。守住低端是兼顾就业；向上拓展是提升附加值空间。

3、在大国经济体内强制推动雁阵产业转移模式

当面对工资上涨压力时，人们第一个想到的是加快产业转移，这确实有它的道理，特别是前面提到的在劳动剩余条件下还有必要维系劳动密集型产业在国民经济产业序列中的地位，产业转移就是一个有效手段。

但中国的产业转移模式不同于国际间的雁阵模式，国际间由于劳动要素不可流动性，工资差异足以形成产业转移的推动力。而在象中国这样的大国经济体内，劳动要素的区域流动会在相当程度上抵消工资的地区差异，从而削弱产业转移的原动力，并出现所谓的产业结构的区域粘性。所以，要推动雁阵式的产业转移，不能单独依赖工资成本的优势，还必须结合其他因素，比如土地以及其他资源型产品价格的优势，这在中西部地区确实是有优势的。另外，还要通过发展中西部地区的基础产业、加快政府功能转变等，降低产业转移的交易成本。

4、启动大规模的国民培训体系

在工业化转型阶段，必然会提高对人的素质要求。不管是传统产业的改造、新兴产业的建立、还是产业转移，都对人力资本提出了更高的要求。在劳动剩余与工资上涨的并存格局下，劳动供求的结构性矛盾会更加突出。工业部门需要的是高素质、有技能的劳动力，而农业部门提供的只是低素质、低技能甚至无技能的劳动力。由于边际生产率低下，工业部门的劳动需求虽然旺盛，但愿意支付的价格却是低廉的，而劳动供给一方的保留工资却是不断提高的，二者相结合，既可能制约工业本身的发展，也容易导致大规模的结构性失业。从这个意义上说，中国不是面临人口红利终结的问题，而是面临如何将人口红利转换成真实的经济发展动力的问题。否则空有劳动剩余，也只能成为经济发展的负担。

提高劳动者素质是根本的解决之道，而这仅仅依靠市场是很难完成的，特别是在现有制度的约束条件下，农民工带有明显的“钟摆式”迁移的特征，流动性很大，如果仅靠企业来搞培训很难将培训收益内部化，培训供给肯定不足。如何结合政府和企业双方力量来改善培训效果，是中国面临的一个迫切问题。德国和日本在工业化转型时期都启动了强制的国民培训计划，政府动用财力进行补贴、企业提供培训服务。政府补贴不干扰企业在培训上的微观运作。通过这些强大的培训体系，德国在一战前将数以百万的无业流民培训成合格的产业工人，输送到以军事工业为代表的重化工业部门，为这些部门的发展奠定了坚实的人的基础。我国也可以结合这些经验探索出一条自己的路子，我们在河南新县调研时发现，该县有大量的劳务输出，主要是去欧洲、韩国、日本等，而这些国家的工厂要求比国内要严格的多，但输出劳工大多能适应，原因就在于在输出前经过了严格的培训。这种培训就是由新县政府与劳务输出公司合办的。这个案例说明，中国的农民工培训体系并不是一个解不开的死结，关键是怎么解，这需要政府的介入，但如果还是由政府唱主角，“阳光工程”类的闹剧就还会重演。

5、工业结构的调整力量开始转向市场，但仍需要政府的适度介入

由于工资的主导力量正在从传统的制度型力量转向劳动供求下的市场力量，工业结构的调整力量也将转向以市场力量为基础。要不要搞技术升级、产业转移、如何延伸产业链、如何提高附加值，都将交给企业这个市场主体来完成。

但也要注意，当面临工资上涨压力时，企业所寻求的对策更倾向于用资本来替代劳动，选择的技术进步路径天然地会带有排斥劳动的特征。这也是新古典工业化模式的一个典型特征。然而，我国的工资上涨是在劳动剩余条件下发生的，作为社会公共事务的管理者，政府还必须考虑到工业化的就业后果。对于企业的技术选择行为要进行适当的干预，比如通过财政、税收、信贷等手段来引导技术进步路径的选择。从这个角度讲，结构转换力量是市场与政府的结合。

政府介入的第二个方面是通过制度创新为工业发展创造一个更宽松的环境，特别是更宽松的劳动力供给环境，比如加快户籍制度改革。加快户籍改革不仅能降低农民工的城市生活成本，还能通过促进农民工居住地和工作地的合一，削弱家庭劳动分工对留守劳动力劳动供给意愿的制约，拓宽其新的空间。

只要上述这些因素处理得当，中国工业化就能够顺利渡过工资上涨所带来的暂时冲击，半个世纪前著名的“台湾现象”就完全可能会在中国大陆重新上演。人们的期待是，在劳动剩余格局下，工业部门能够坦然面对工资上涨，企业主与工人各得其所，增长与公平这两个曾经很难两全的目标能够同步实现。

参考文献：

[1] Barber.W.J, “Disguised Unemployment in Underdeveloped Economies”, Oxford Economic Papers, 1961, Vol 13, No 1, pp 103-115.

[2] Bardhan.P.K: “Wages and Unemployment in a Poor Agrarian Economy: A Theoretical and Empirical Analysis”, The Journal of Political Economy, 1979, Vol 87, No 3, pp 479-500.

[3] Bhagwati.J.N.,Srinivasan.T.N: “On Reanalyzing the Harris-Todaro Model: Policy Rankings in the Case of Sector-Specific Sticky Wages”, The American Economic Review, 1974, Vol 64, No 3, pp 502-508.

[4] Dixit.A.K: “Growth Patterns in A Dual Economy”, Oxford Economic Papers, 1970, Vol 22, No 2, pp 229-234.

[5] Harris,J.R.,M.P.Todaro:“Migration,Unemployment and Development: A Two-sector Analysis”, American Economic Review, 1970, Vol.60, No.1, pp126-142.

[6] Hoddinott.J.: “Wages and Unemployment in an Urban African Labour Market”, The Economic Journal, 1996, No 6, pp 1610-1626.

[7] Jorgenson.D.W: “The Development of a Dual Economy”, The Economic Journal, 1961, Vol 71, pp309-334.

[8] Jorgenson..D.W: “Surplus Agricultural Labor and the Development of a Dual Economy”, Oxford Economic Papers, 1967, Vol 19, No 3, pp 288-312.

[9] Lewis.A: “Development with Unlimited Supplies of Labor”, The Manchester School, 1954, Vol 22, pp 1-32.

[10] Mehra.S: “Surplus Labour in Indian Agricultural ”, Indian Economic Review, 1966, No 1, pp 30-47.

[12] Ranis.G., Fei.J.H.: “A Theory of Economic Development”, The American Economic Review, 1961, Vol 51, No 4, pp 533-565.

[13] Sen.A.K.: “Peasants and Dualism With or Without Surplus Labor”, The Journal of Political Economy, 1966, Vol LXXIV, No 5, pp 425-450.

[14] Takagi.Y.: “Surplus Labour and Disguised Unemployment”, Oxford Economic Papers, 1978, Vol 30, No 3, pp 447-457.

[15] Turnham.D., I.Jaeger: “The Employment Problem in Less Developed Countries: A Review of the Evidence”, Paris: OECD Development Centers, 1971.

[16] Zarembka.P: “Marketable Surplus and Growth in the Dual Economy”, Journal of Economics Theory, 1970, No 2, pp 107-121.

［17］蔡昉：“‘刘易斯拐点’近在眼前”，《中国社会保障》，2007年第5期(a)。

［18］蔡昉：“中国经济面临的转折及其对发展和改革的挑战”，《中国社会科学》，2007年第3期(b)。

［19］蔡昉：“中国劳动力市场发育与就业变化”，《经济研究》，2007年第7期(c)。

［20］蔡昉：“破解农村剩余劳动力之谜”，《中国人口科学》，2007年第2期(d)。

［21］蔡昉、都阳：《人口与劳动绿皮书（2007）》，北京：社会科学文献出版社，2007年。

［22］丁守海：“中国就业弹性究竟有多大？——兼论金融危机对就业的滞后冲击”，《管理世界》，2009年第5期。

［23］纪韶：“中国农业剩余劳动力数量最新估计和测算方法”，《经济学动态》，2007年第10期。

[24] 黄泰岩：“‘民工荒’对二元经济理论的修正”，《经济学动态》，2005年第6期。

[25] 胡景北：“对经济发展过程中工资上升运动的解释”，《经济研究》，1994年第3期。

[26] 韩俊、崔传义、范皑皑：《农村剩余劳动力微观调查》，载于蔡昉主编的《中国人口与劳动问题报告No.8：刘易斯转折点及其政策挑战》，社会科学文献出版社，2007年。

[27] 刘易斯：《二元经济论》（中译本），北京经济学院出版社，1988年。

[28] 拉尼斯：《增长和发展：演进观点》（中译本），商务印书馆，2004年。

[29] 马晓河、马建蕾：“中国农村劳动力到底剩余多少？”《中国农村经济》，2007年12月。

[30] 舒尔茨：《改造传统农业》（中译本），商务印书馆，1999年。

[31] 孙自铎：“中国进入刘易斯拐点了吗？——兼论经济增长人口红利说”，《经济学家》，2008年第1期。

[32] 田成平：《细数“家底”，就业投入将稳定增加》，《第一财经日报》，2006 年11 月29 日。

[33] 王检贵、丁守海：“中国究竟还有多少农业剩余劳动力？”，《中国社会科学》，2005年第5期。

[34] 赵显洲：“关于‘刘易斯拐点’的几个理论问题”，《经济学家》，2010年第5期。

分报告 2：

技术进步、资本积累与劳动要素价格变化率分解

内容摘要：本文通过测算单位新增劳动的产出增量的变化分析了我国劳动要素价格的变化趋势及其影响因素。本文的测算结果表明，技术进步的资本偏向特征以及资本投入的变化是决定劳动要素价格变化的主要原因。由于我国技术进步的主要特征仍然表现为对国外技术的改造和引进，并且随 TFP 在推动 GDP 增长中贡献率的持续下降，投资的高速增长逐渐成为推动中国经济发展的主要动力，因此本文所讨论的资本偏向型与资本投入增加综合作用下的劳动要素价格增长机制仍会持续发生作用。

一、引言

对中国这样具有劳动密集型要素禀赋的国家而言，劳动要素价格的变化可能会直接影响产品竞争力与产业结构调整与省级的进程。如果各地区劳动要素价格变化存在差异，那么还有可能造成产业结构在区域间的重新配置。不过，在分析劳动要素价格变化对产业结构调整的潜在影响之前，首先需要讨论的一个问题是形成这种变化的主要原因。

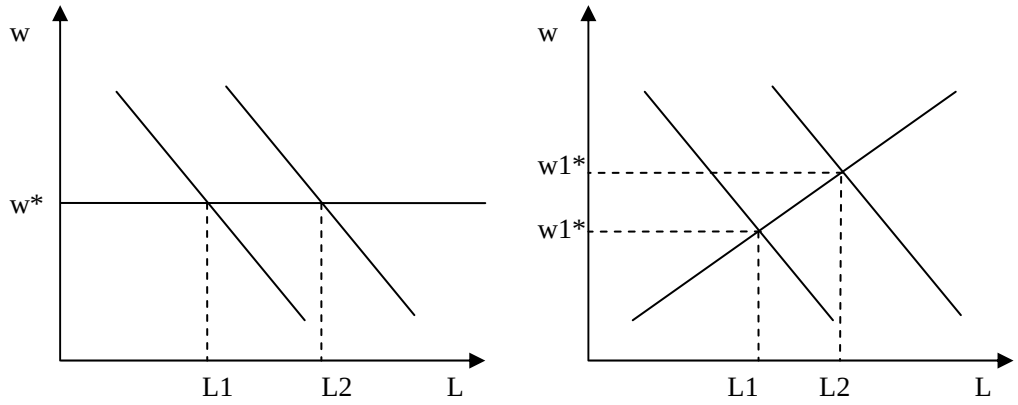
因此，本文从单位新增劳动的产出增量增长率的影响因素出发，讨论了我国劳动要素价格增长率的主要构成及其变化趋势。由于劳动市场均衡时劳动要素价格将始终等于其边际产出，因此对单位新增劳动的产出增量增长率的分解项与劳动要素价格增长率之间将呈现出较强的对应关系，这构成了本文研究的基本出发点。但是，严格意义上来说，这种讨论仅仅涉及劳动要素的需求特征。如果劳动具有无限供给特征，那么尽管均衡时单位新增劳动的产出增量等于实际工资，但均衡工资的决定及其变化将完全取决于保留工资水平。因此，在测算单位新增劳动的产出增量增长率的各组成项基础上，本文进一步通过比较单位新增劳动的产出增量与保留工资的增长率讨论了影响我国劳动要素价格变化的根本原因。研究表明，尽管在大部分时期内保留工资的变化对劳动要素价格变化有重要影响，但单位新增劳动的产出增量的变动也构成其中的主要影响因素。从分解结果来看，我国单位新增劳动的产出增量的变化率主要取决于我国资本偏向型技术进步和资本要素积累的影响：资本偏向性技术进步虽然降低了产出对劳动投入的弹性，但是却提高了单位资本的使用效率，故在资本存量快速增长的过程中，单位新增劳动的产出增量也随之提高。由于我国技术进步方式仍然表现为对国外技术的改造和引进，并且持续下降，投资的快速增长逐渐成为推动中国经济发展的主要动力，因此本文所讨论的资本偏向型与资本投入增加综合作用下的单位新增劳动的产出增量及劳动要素收入增长机制仍会持续发生作用。

本文结构安排如下：第二部分介绍了本文分析的基本方法和理论依据；第三部分描述了我国劳动要素价格的基本变化趋势，并对单位新增劳动的产出增量增长率进行了分解；第四节则验证了单位新增劳动的产出增量增长对劳动要素价格变化作用的显著性；第五部分以技术进步的资本偏向型特征和资本投入变化在推动单位新增劳动的产出增量上升中的主导作用和形成原因为基础，讨论了我国劳动要素价格变化的长期趋势；第六部分则简要分析了我国地区间劳动要素相对价格变化趋势与产业结构调整趋势之间的对应关系；第七部分总结。

二、分析框架

给定向下倾斜的劳动需求曲线，可以考虑两种可能的劳动供给曲线。在第一种情形中，劳动供给曲线呈水平状态，从而无论劳动需求曲线如何移动，均衡工资均由劳动供给的保留工资水平决定；在第二种情形下，劳动供给曲线向上倾斜，因此劳动需求曲线的平移会改变均衡工资。但是，无论何种情形发生，在均衡点上，工资将始终等于劳动的边际产出。

为说明上述观点，考虑下面的两个均衡图例：

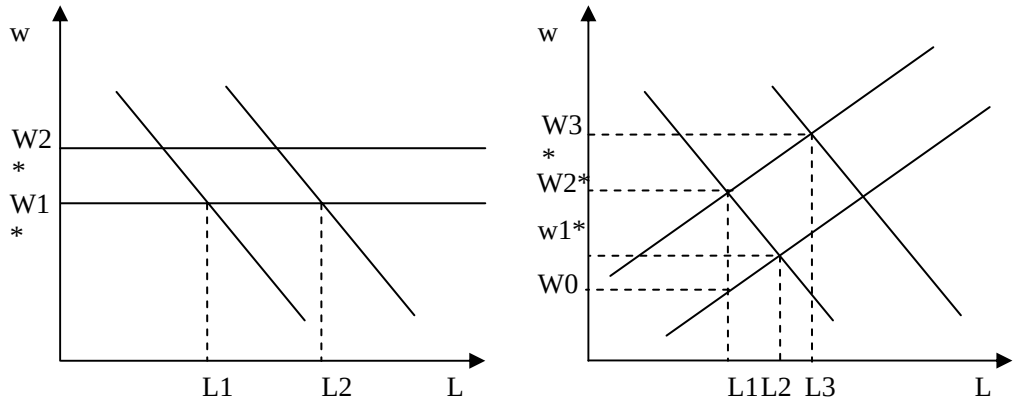


在上面两个图形中，左图反映了劳动供给水平时劳动要素市场的均衡状态。当技术进步或者资本投入增加时，单位新增劳动的产出增量，即单位新增劳动所带来的产出，的上升会使劳动需求曲线向右移动，但由于劳动的无限供给，均衡工资不会发生变化，单位新增劳动的产出增量变化的所有影响将表现在均衡劳动投入的变化上：均衡劳动投入将从 L1 增加至 L2，并且这种变化将抵消技术进步或者资本投入变化的影响，从而使得在新的均衡状态下仍然有单位新增劳动的产出等于均衡工资。而右图则反映了一般的劳动供给情形。由于劳动供给曲线向右上方倾斜，因此单位新增劳动的产出变化将同时引起均衡工资变化和劳动投入的增加，而且均衡时仍然会有劳动的边际产出等于均衡工资。

不过，在以上两个图形中，引起均衡工资变化的原因却各不相同。在左图中，由于劳动市场中的刘易斯拐点尚未出现，因此均衡工资完全取决于保留工资（或生存工资）水平，因而单位新增劳动的产出变化将不会对均衡工资产生任何影响。而在右图中，劳动并不是无限供给的，因此当单位新增劳动的产出上升时，均衡工资会相应变化。这表明，为了分析工资变化的原因，区分供给曲线的不同形态是重要前提。

尽管直接判断劳动供给曲线的形态较为困难，但通过比较实际工资增长率和

保留工资增长率，仍有可能进行推断。为说明这一点，考虑如下两个图形：



从左图可以看出，如果劳动供给曲线始终是水平的，那么均衡工资变化的唯一可能就只能来自于保留工资的变化，除此之外别无其它可能。因此，如果实际观察到的工资增长率超过保留工资的增长率，那么可以推断的是，劳动供给曲线将不会始终是水平的。为进一步说明这一点从上面的右图可以发现，如果单位新增劳动的产出增量保持不变，那么当保留工资上升幅度为 W0W2*时，均衡工资的变化幅度为 W1*W2*，小于保留工资的变化幅度。同时，如果单位新增劳动的产出增量上升，那么劳动需求曲线将右移，并引起工资的进一步上升。由于均衡工资的变化只可能来自劳动供给曲线和劳动需求曲线的变化，因而这里的分析表明，通过比较实际工资增长率和保留工资增长率可以得到以下结论：（1）如果保留工资增长率为正，那么保留工资的上升是引起工资变动的原因；（2）如果保留工资增长率小于实际工资增长率，那么单位新增劳动的产出增量的变化也是引起工资变化的原因。

在分析工资变化原因时，需要考虑的另一个因素是劳动要素市场的扭曲。在我国，由于户籍限制、职业技能转换障碍等方面的限制，不仅地区之间劳动要素流动存在障碍，在不同行业之间，劳动要素也无法自由流动。受到劳动要素市场扭曲的影响，可以预计的是，劳动供给曲线将不会完全呈现出水平状态，甚至可能出现弯折。但是，尽管劳动市场扭曲会对供给曲线形态产生影响，均衡时的劳动要素价格仍然取决于劳动需求曲线与劳动供给曲线的交点。另一方面，正是由于劳动要素市场供给的扭曲，可以预计劳动边际产出变化对均衡工资的影响作用将进一步增强。

遵循以上判断标准，下文将首先对单位新增劳动的产出增量进行测算和分解，

并通过将劳动要素价格变化与保留工资变化进行比较来判断单位新增劳动的产出增量变化对工资变动是否存在显著影响。

三、劳动报酬变化趋势及增长率分解

（一）劳动要素价格的衡量与变化趋势

为反映我国劳动要素价格的变化趋势，首先需要找到恰当的要素价格衡量指标。工资虽然是反映劳动要素价格的直接狭义指标，但是从统计数据的可得性来看，目前能够获取的数据主要包括城镇单位就业人员平均工资、其它单位就业人员平均工资和职工工资。这些工资数据的使用范围均有特定限制。例如，城镇单位就业人员和其它单位就业人员工资并不包括劳动统计制度规定不作职工统计，但实际参加各单位生产或工作并取得劳动报酬的人员“其他就业人员”，而职工工资则无法反映私营企业、乡镇企业等就业人员的要素价格。

鉴于以上原因，本文将从劳动报酬这一指标出发测度劳动要素价格。与工资数据相比，目前可以使用的劳动报酬数据不仅包括城镇单位就业人员劳动报酬和其它单位就业人员劳动报酬，还包括各地区收入法 GDP 核算各构成项目中的劳动报酬。显然，GDP 收入法核算中的劳动报酬数据能够更加全面地反映我国劳动要素价格的基本情况。

在 GDP 收入法核算中，劳动要素的收入为劳动报酬和部分生产税净额，资本要素收入则为固定资产折旧、营业盈余和部分生产税净额。根据叶裕民（2002）提出的计算方法，如果劳动要素收入占 GDP 比重为 β，则有：

$$\beta=\frac{\text{劳动报酬}}{\text{劳动报酬+固定资产折旧+营业盈余}} \qquad (1)$$

而按就业人口平均的劳动要素收入将满足：

$$\text{平均劳动收入}=\frac{\text{劳动报酬}+\beta\times\text{生产税净额}}{\text{就业人口}}=\frac{\beta\times\text{收入法GDP}}{\text{就业人口}} \qquad (2)$$

根据以上计算方法，利用《中国统计年鉴》收入法 GDP 构成项目数据可以计算得到各年我国按就业人口平均的劳动收入及其增长率。相应的数据结果如图 1 和图 2 所示。[2]

[2] 此处计算选择 1995 年为基期。此外，2004 年数据缺失，故在计算过程中对该年数据进行了插值处理。

图 1 我国按就业人口平均的实际劳动收入（单位：万元）

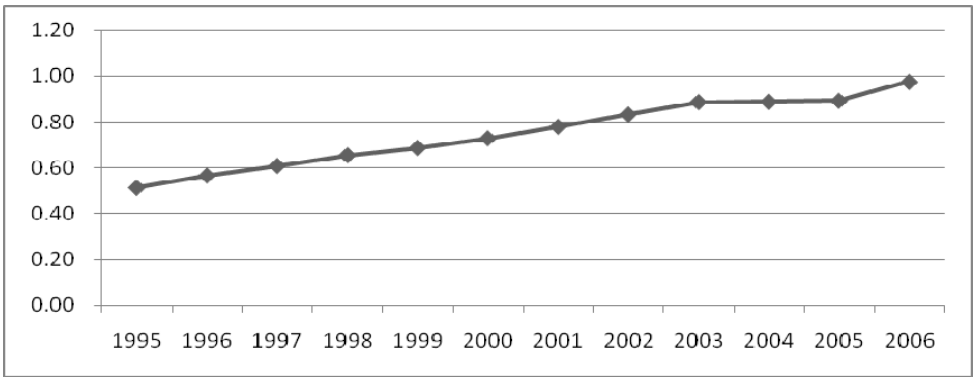


图 2 我国平均实际劳动收入增长率（单位：%）

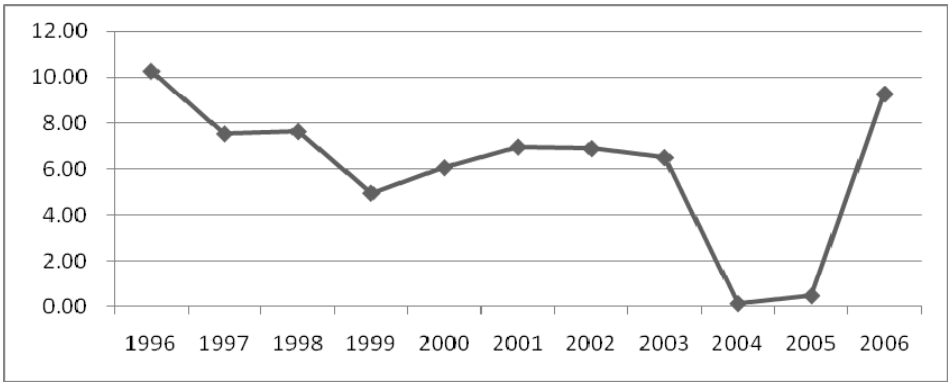


图 1 和图 2 表明，我国平均劳动实际收入呈现逐年递增的趋势。以 1995 年价格为基准，该年平均劳动收入约为 5134.08 元，而 2006 年的平均劳动收入则增长至 9762.65 元。就增长率的变化来看，在 1996 至 2004 年之间，平均劳动收入增长率大致呈现出递减趋势，但在 2004 年之后，其增长率又逐渐上升。在 1995-2006 年之间，平均劳动收入的年均增长速度大约为 6%。

（二）劳动要素价格增长率的分解

前文分析已经表明，在 1995-2006 年之间，我国平均实际劳动收入呈现出持续的递增趋势。为进一步分析影响这种要素价格变化趋势的各种原因，需要寻找一个分解劳动要素收入变化的基本框架。

由于在长期中，要素价格主要由要素需求和要素供给两个方面决定，因此对劳动实际收入变化趋势的分析也可以从这两个方面展开。其中，劳动要素的需求及其变动主要将受劳动投入的边际产出的影响，而劳动供给方面的主要因素则包括劳动供给的价格弹性和保留工资。具体而言，一方面，给定劳动市场的供给曲线，单位新增劳动投入所引起的产出增量的增长将移动需求曲线的位置，进而对劳动要素价格的决定产生影响；另一方面，给定单位新增劳动产出增量（及其变化趋势），劳动供给弹性和保留工资水平将决定劳动投入边际产出变化的实际效果。这构成了下文分析我国劳动要素价格变化的基本出发点。

当然，仅从要素价格增长率的测算和分解角度来看，在任何一个劳动市场的均衡状态上，无论劳动供给曲线的形态如何，根据均衡就业水平所测算的单位新增劳动的产出增量将始终等于相应的均衡要素价格。当劳动无限供给时，劳动供给曲线将呈现为水平状态。此时，如果保留工资固定不变，那么单位新增劳动的产出增量的增长将只会引起就业的上升，并且均衡时劳动投入的增加将使单位新增劳动的产出增量回复到原有水平，而工资增长率将为 0；如果保留工资上升，那么单位新增劳动的产出增量对就业的作用会受到限制，而均衡时劳动投入的增加将保证单位新增劳动的产出增量等于新的保留工资水平。如果劳动供给曲线向上倾斜，则单位新增劳动的产出增量的上升将同时增加就业和实际工资。无论在以上何种情形中，均衡时劳动的边际产出将始终等于均衡的工资水平。

因此，对我国劳动要素价格增长率的分析可以直接通过测算单位新增劳动的产出增量的变化展开。假定生产函数满足规模报酬不变的 C-D 型函数的要求，那么根据技术进步的影响以及要素投入的变化，单位新增劳动的产出增量增长率可以分解为全要素生产率变动、产出对劳动要素投入的弹性变化、产出对资本要素投入的弹性变化、以及资本和劳动要素投入数量变化五个部分。[3] 而在各项指标的计算过程中，产出对劳动要素投入的弹性实际上就是（1）式中所计算的劳动要素收入在总产出中的比重β，而产出对资本要素投入的弹性则为$(1-\beta)$，从而可以根据各年收入法核算 GDP 的构成进行计算；全要素生产率的计算则可以在估算出β数值的基础上根据各年 GDP、资本存量和就业人数进行计算。在以上计算过程中，收入法 GDP 构成与就业人数数据来自《中国统计年鉴》，而资本存量的数据则采用了单豪杰（2008）的估算结果。相应的分析结果可以参见表 1 和表 2。

表 1 全国平均劳动收入增长率分解（单位：%）

	劳动收入增长率	TFP 增长	劳动收入比重变化	资本收入比重变化	资本投入变化	劳动投入变化
1996	10.27	4.93	0.73	-0.15	5.27	-0.51
1997	7.52	3.71	-0.38	0.10	4.61	-0.49
1998	7.62	2.99	1.00	-0.33	4.49	-0.46
1999	4.96	2.17	-1.41	0.56	4.10	-0.41
2000	6.06	3.01	-1.21	0.54	4.12	-0.38
2001	6.95	3.24	0.05	-0.02	4.24	-0.52
2002	6.89	3.16	-1.07	0.58	4.61	-0.39
2003	6.50	2.44	-2.27	1.36	5.37	-0.38
2004	0.14	-2.21	-8.27	5.38	5.68	-0.43

[3] 具体的分解结果可以参见本文附录的（f2）式。

2005	0.48	-2.62	-9.23	6.08	6.66	-0.39
2006	9.26	3.37	-1.87	1.23	7.43	-0.39

表 2 1996-2007 各地区劳动收入年均增长率分解（单位：%）

	劳动收入增长率	TFP 变化	劳动报酬比重变化	资本报酬比重变化	资本投入变化	劳动投入变化
北　京	6.94	3.86	-0.34	0.67	4.88	-2.24
天　津	11.65	3.98	-2.35	3.48	6.14	0.32
河　北	8.14	2.89	-2.52	1.50	6.58	-0.24
山　西	7.98	3.49	-3.15	1.94	6.08	-0.28
内蒙古	10.36	2.25	-3.41	3.95	8.19	-0.25
辽　宁	9.72	4.01	-0.80	0.80	5.78	-0.15
吉　林	9.46	3.82	-2.69	2.58	5.42	0.34
黑龙江	8.12	3.49	-1.22	1.31	4.83	-0.27
上　海	11.05	4.56	0.03	0.25	6.71	-0.66
江　苏	9.52	3.00	-1.82	1.96	6.91	-0.49
浙　江	8.41	2.53	-1.17	1.12	7.33	-1.22
安　徽	8.89	4.06	-0.69	0.63	5.28	-0.39
福　建	8.98	3.32	-1.20	0.97	6.93	-0.95
江　西	7.21	3.84	-2.80	0.86	5.65	-0.30
山　东	9.13	2.92	-1.81	1.39	7.33	-0.55
河　南	5.86	2.97	-3.28	1.39	5.43	-0.57
湖　北	9.30	3.09	-1.09	2.20	5.28	-0.15
湖　南	7.42	4.62	-2.41	1.29	4.13	-0.22
广　东	7.37	2.72	-1.71	1.67	6.36	-1.53
广　西	6.04	3.38	-2.73	1.17	4.66	-0.37
海　南	5.05	3.19	-2.55	2.73	2.61	-0.73
四　川	8.42	5.07	-1.86	0.97	4.36	-0.16
贵　州	5.45	4.09	-2.72	0.51	4.10	-0.53
云　南	7.60	2.67	-0.17	0.34	5.46	-0.60
陕　西	7.28	3.52	-3.44	2.18	5.32	-0.25
甘　肃	7.98	3.40	-1.01	0.63	5.52	-0.54
青　海	7.45	2.67	-1.40	1.83	5.07	-0.62
宁　夏	7.58	2.89	-0.76	1.44	4.73	-0.70
新　疆	6.47	2.03	-1.03	1.40	4.90	-0.69

在以上计算结果中，表 1 是根据全国各年数据依次计算所得，而表 2 则反映了 1995-2007 年之间各地区单位新增劳动的产出增量年均增长率的分解结果。其中，由于西藏数据有部分缺失，故被排除在分析样本之外；重庆的数据则被合并

入四川省数据之中一并计算。在表 1 和表 2 中，第一列数据均为根据收入法 GDP 构成项目所计算的劳动收入增长率，用于反映劳动要素价格的实际变化情况，其余五列数据则分别反映了 TFP、产出对劳动和资本要素的弹性变化以及资本和劳动投入变动的影响，它们的总和即为单位新增劳动的产出增量的增长率。从表 1 和表 2 的计算结果不难发现：（1）单位新增劳动的产出增量增长率与要素实际价格增长率大致相等；（2）产出对劳动投入的弹性变动及劳动要素投入的变化两项数据基本大多都为负数，从而表明它们对单位新增劳动的产出增量的增长起负面影响作用；（3）单位新增劳动的产出增量的增长主要依赖于 TFP 变化、产出对资本投入的弹性以及资本投入变化的带动作用，并且在此之中，资本投入的变化是主要原因。

以上三个基本结论，均有其内在的经济机制。首先，正如前文分析中所提到的，由于均衡时的就业人数与劳动要素价格组合一定位于劳动需求曲线之上，因此单位新增劳动的产出增量将始终等于要素的均衡价格，而这进一步表明单位新增劳动的产出增量增长率与劳动要素价格增长率之间存在着严格的对应关系。其次，受到边际产出递减规律的影响，劳动投入增长将会引起单位新增劳动的产出增量的下降，因此它对单位新增劳动的产出增量变化的影响是负面的。再次，资本投入的增加会提高劳动要素投入的边际产出，从而有正向促进作用。最后，在规模报酬不变时，产出对劳动投入的弹性和对资本投入的弹性将呈现出相反的变化方向，故当产出对资本投入弹性上升时，其对劳动投入的弹性将下降，因此这两个弹性变化对单位新增劳动的产出增量的影响方向也正好相反。

四、对劳动要素价格变化的进一步讨论

在前文中，本文从劳动的边际产出角度出发，对单位新增劳动的产出增量增长率进行了分解。但是，需要说明的是，这一分解过程虽然可以直观地反映 TFP、产出对劳动和资本要素的弹性变化以及资本和劳动投入变动与劳动要素价格增长率的对应关系，但是还不能直接由此推断引起劳动要素价格上升的根本原因。为理解这一点，只需考虑劳动供给曲线水平的情况。在此情形下，只要劳动供给曲线不发生变化，那么单位新增劳动的产出增量的增长将只会引起就业的增加，而实际工资的增长将只可能产生于劳动供给曲线的整体上移，或者说保留工资的增长。因此，为讨论劳动要素价格变化的产生原因，还需要对前文的计算结果做进一步分析。

由上述分析可知，单纯对单位新增劳动的产出增量变动的考察只能体现均衡

时的需求状态，而无法体现劳动供给曲线的性质。因此，为进一步分析引起劳动要素价格变化的原因，显然需要在之前的分析中引入对劳动供给曲线性质的判断，而在此过程中，需要注意的问题有两个：（1）保留工资本身的变化将引起劳动供给曲线的平移，从而改变劳动要素价格；（2）劳动供给曲线是否水平也将直接影响分析的结论。

为展开分析，假设劳动供给曲线是水平的。此时，劳动要素价格的变化只可能来自保留工资的改变。如果保留工资本身并没有发生变化，而技术进步或者资本投入的改变使单位新增劳动的产出增量上升，那么可以预计的结果是均衡时的劳动投入将会上升，直至完全抵消技术进步或资本投入变化对单位新增劳动的产出增量的促进作用。而如果劳动投入改变，但均衡时的单位新增劳动的产出增量仍然上升，那么这只可能是由保留工资上升所造成的，并且保留工资的增长率将完全等于单位新增劳动的产出增量的增长率。这一分析显然给出了一种判断劳动供给曲线状态的方法：如果测算所得的单位新增劳动的产出增量增长率为正，且超过保留工资的增长率，那么劳动供给曲线将不可能是水平的，而只可能向上倾斜。这也表明，如果单位新增劳动的产出增量增长率超过保留工资增长率，那么技术进步或资本投入变化所引起的单位新增劳动的产出增量增长将成为决定劳动要素价格变化的主要因素；如果与此同时保留工资增长率为正，那么保留工资的增长将也成为引起劳动要素价格变化的原因之一。

遵循以上分析思路，分析劳动要素价格变化原因的关键在于比较单位新增劳动的产出增量增长率与保留工资增长率的大小。从保留工资的含义来看，它等价于刘易斯二元经济理论中劳动无限供给状态下的生存工资。从实际的生存工资决定来看，它不仅取决于维持基本生活需要所需支出，还与劳动供给的机会成本有关。在中国劳动市场中，被认为存在无限供给可能的主要是由农村剩余人口转移所形成的低端劳动供给。因此，本文将以农村劳动力平均收入变化率来反映保留工资的变化。其中，农村劳动力平均收入数据等于各年《中国统计年鉴》中农村家庭人均收入与平均每个劳动力负担人口的乘积。相应的计算结果与单位新增劳动的产出增量变化情况的对比如表 3 所示。

表 3 单位新增劳动的产出增量增长率分解与农村劳动力平均收入增长率对比（单位：%）

	技术进步的总体影响	资本投入变化	劳动投入变化	前三项汇总	农村劳动力平均收入增长率
1996	5.51	5.27	-0.51	10.27	11.16
1997	3.43	4.61	-0.49	7.55	4.44

1998	3.66	4.49	-0.46	7.69	-0.50
1999	1.32	4.10	-0.41	5.00	0.61
2000	2.33	4.12	-0.38	6.07	1.50
2001	3.26	4.24	-0.52	6.98	3.29
2002	2.68	4.61	-0.39	6.90	1.40
2003	1.53	5.37	-0.38	6.52	-2.19
2004	-5.10	5.68	-0.43	0.15	3.22
2005	-5.77	6.66	-0.39	0.50	2.09
2006	2.73	7.43	-0.39	9.76	2.63

表 3 的前 4 列数据依次描述了 1995-2006 年间技术进步、资本投入变动以及劳动投入变动所引起的我国单位新增劳动的产出增量的变化率。这三项数据的总和即为单位新增劳动的产出增量的增长率。从表 3 可以看出，除 1998 年和 2003 年外，其余各年农村劳动力平均收入增长率均为正，因此在这些年份，均可以断定劳动要素价格的上升受到保留工资上升的影响。与此同时，对比各年单位新增劳动的产出增量增长率与农村劳动力平均收入增长率可以看出，除 1995 年、2004 年和 2005 年之外，其余各年单位新增劳动的产出增量增长率均超过农村劳动力平均收入增长率。由这两点可以推断：（1）在 1998 年和 2003 年，由于保留工资呈下降趋势，因此劳动要素价格上升的唯一影响因素是单位新增劳动的产出增量；（2）除去 1996 年、1998 年、2004 年和 2005 年，其余各年劳动要素价格上升是保留工资上升和单位新增劳动的产出增量上升共同作用的结果；（3）在 1996 年、2004 年和 2005 年，单位新增劳动的产出增量增长率小于保留工资的增长率，因而无法断定何者是劳动要素价格变化的主要原因。

五、劳动边际产出变化成因与劳动要素价格变化趋势

总结前文分析可知，单位新增劳动的产出增量的增长是促进我国劳动要素价格上升的主要动力之一。而表 1、表 2 和表 3 的分析均表明：（1）技术进步对劳动要素价格增长率的影响主要包括 TFP 变化影响以及产出对资本和劳动投入弹性变化的影响，而在 1995-2006 年之间，它对劳动要素价格变化的贡献作用在 1995-2005 年之间总体上呈现出递减趋势，并且作用方向由正转负，但在 2005 至 2006 年又出现上升趋势；（2）资本投入变化对劳动要素价格增长的影响作用在 1995 至 2001 年之间较为稳定，但在 2001 年之后有逐年上升的趋势；（3）劳动投入变化的影响作用较小，并且始终为负，但其负面影响基本处于递减趋势。

以上变化趋势的形成，与我国技术进步的整体趋势和特征紧密相关。本文附录的计算结果表明，产出对劳动和资本投入的弹性变化直接反映了技术进步的要

素偏向性质。从技术进步整体影响作用的构成来看，TFP 的变动为中性技术进步影响；而产出对劳动和资本弹性的变化方向则正好相反，它们共同反映了技术进步的要素偏向程度。图 3 反映了我国技术进步的资本偏向程度的变化趋势。

图 3 我国技术进步的资本偏向程度

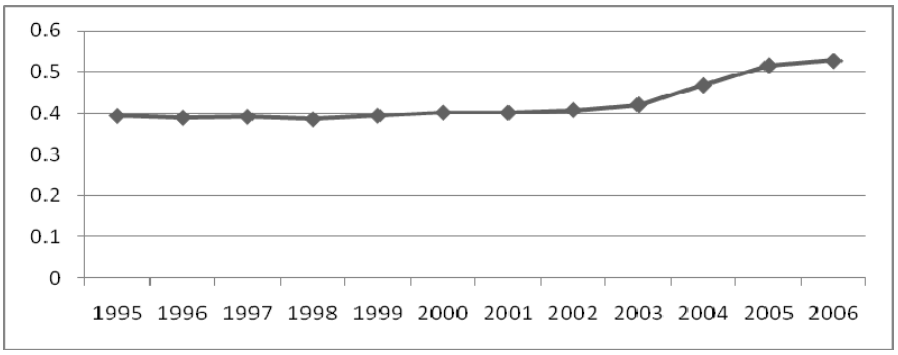
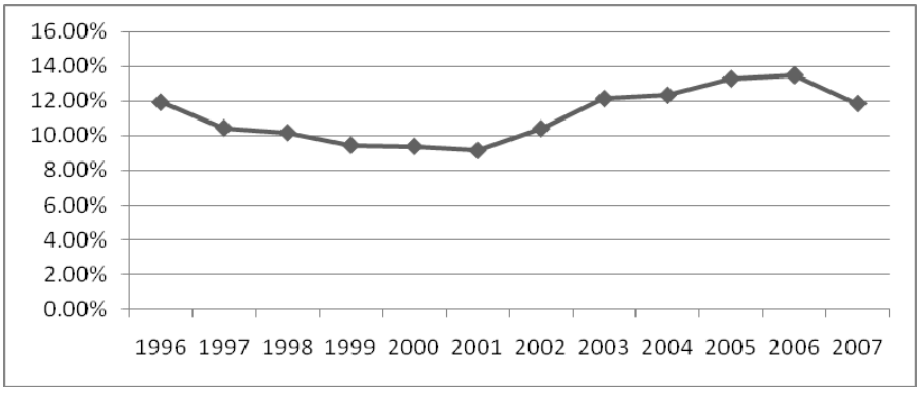


图 3 中的资本偏向程度实际上就是产出对资本投入的弹性，它可以由（1）式所界定的产出对劳动投入弹性进一步计算而得。在 1995 年，我国产出对资本投入的弹性约为 0.39，而截至 2006 年，该指标数值上升至 0.53。从图 3 可以看出，在 1995-2002 年之间，我国技术进步的资本偏向型程度总体呈现出上升趋势，但在 1995-2001 年间上升速度较为缓慢，而在 2001 年之后则迅速上升。在 1995-2001 年之间，我国技术进步资本偏向程度的年均增长率大约为 0.3%，而在 2001-2006 年之间，其年均增长率则达到 5.6%。由于资本偏向程度和劳动偏向程度的变化方向相反，因此由图 3 也可以判断在 1995-2006 年之间我国技术进步的劳动偏向程度则呈下降趋势。这些分析结果均表明我国技术进步具有显著的资本偏向型特征。

与技术进步资本偏向型特征相对应的，是资本存量的高速增长以及资本-劳动比率的上升。图 4 反映了我国 1995-2007 年之间资本-劳动比率的变化趋势。

图 4 我国资本-劳动比率的增长率（单位：%）



根据单豪杰（2008）对我国资本存量的估算，在 1995-2007 年之间，我国实际资本存量的年均增长率为 11.15%，而就业人口的年均增长率则为 1.3%，因而

在此期间，我国资本-劳动比率迅速上升。4 图 4 表明，在 1995-2001 年之间，我国资本-劳动比率的增长率虽然缓慢下降，但始终保持在较高水平，而在 2001-2007 年之间，资本劳动比率的增长率则出现了先增后减的变化过程。

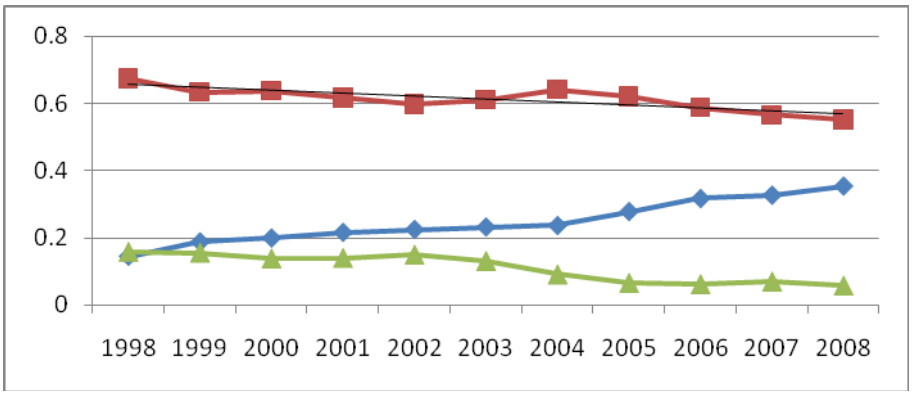
我国技术进步的资本偏向程度以及资本-劳动比率与劳动要素价格增长中技术进步和要素投入作用有较强的对应关系。总结前文分析的基本结论，其中的对应关系和内在机制主要表现为：（1）技术进步的资本偏向型程度和劳动收入比重以及资本收入比重变动对劳动要素报酬的影响之间的关系。由附录分析可知，技术进步的资本偏向程度的上升等价于产出对劳动投入弹性的下降或者产出对资本投入弹性的上升。因此，随着技术进步资本偏向程度的不断提高，我国资本要素收入占总产出的比重逐渐上升，而劳动要素收入占总产出的比重则逐渐下降。这将分别对单位新增劳动的产出增量的变化产生正向和负向的影响。（2）资本-劳动比率的上升强化了技术进步资本偏向程度上升对劳动要素收入的影响。正如前文所提及的，资本偏向程度的提高会降低劳动投入的产出弹性，从而对单位新增劳动的产出增量产生负面影响。但另一方面，技术进步资本偏向程度的上升即等价于资本投入的产出弹性的上升，从而可以通过提高资本要素的生产效率来促进单位新增劳动的产出增量的上升。当资本-劳动比率不断增加时，显然资本偏向型技术进步的重要性会随之增强。除此之外，资本要素投入的迅速增加也可以直接提高劳动的边际产出。表 1 和表 2 的测算均表明，资本投入的增长是推动劳动要素收入的重要原因。（3）劳动投入增长速度较低，因而它的改变对劳动要素收入变化影响不大。

由于我国新增劳动投入的产出增量的增长主要受到资本偏向性技术进步影响和资本要素积累的影响，而它又是影响劳动要素价格上升的主要原因之一，因此可以推断的时，我国劳动要素价格上升的趋势在未来一定时期内还会持续。这一判断的理由有如下两点：

（1）对国外技术引进与模仿所造成的资本偏向型倾向还会持续。对技术后进国家而言，实现技术进步的方式不仅仅局限于自主研发，还包括对国外技术的模仿、购买国外技术专利、获取专利许可或者与外资合资。在我国技术进步的各项费用之中，尽管 R&D 支出增长迅速，但是在总支出所占比重还处于较低水平。图 5 描述了我国大中型工业企业 R&D 支出在全部技术活动支出中所占比重。

[4] 2007 年资本存量数据由本文根据单豪杰（2008）的估算方法增补所得。

图 5 大中型工业企业 R&D 支出占技术活动总支出比重（单位：%）



企业的技术活动经费支出包括 R&D 支出、引进国外技术支出、购买国内技术支出、技术改造支出和消化吸收支出。其中，购买国内技术支出和消化吸收支出在总费用中所占比重较小，而 R&D、引进国外技术和技术改造支出则构成企业实现技术进步的主要途径。从图 5 可以看出，我国大中型工业企业 R&D 支出占技术进步总支出比重呈现出快速上升趋势。在 1998 年至 2008 年之间，该比重年均增长速度约为 9.40%，从 1998 年的 14.45%上升至 2008 年的 35.46%。与此同时，引进国外技术的支出比重则从 1998 年 15.75%的下降至 2008 年的 5.82%，而技术改造支出则从 1998 年的 67.40%下降至 2008 年的 55.11%。

然而，尽管 R&D 支出及其比重出现了较快的增长，但是图 5 表明，自主研发并未成为我国企业的主要技术进步方式。从支出构成上来看，我国企业实现技术进步的主要手段是技术改造，而这又以对国外技术的模仿和改造为主。因此，从技术进步特征上来看，技术改造与引进国外技术有较大的相似性。对发展中国家而言，引进和模仿国外技术所面临的一个问题是技术的适宜性。通常而言，国外技术的开发是以发达国家资本密集型特征为背景的，因此相应的技术更加适宜于在资本密集型环境下使用。当中国这样的技术后进国家主要依靠改造和引进国外技术来实现技术进步时，将会出现技术进步与资源禀赋不相匹配的情况。由于至今技术改造和引进国外技术仍然构成我国企业技术进步的主要手段，因此我国技术进步的要素偏向型特征将不可避免地受到国外资本偏向型技术的影响。而这又会反过来影响着要素的使用偏向：由于资本偏向型技术倾向于更快地提高资本要素的使用效率，因此会产生对资本要素使用的倾向。

（2）随着全要素生产率变化对经济增长贡献率的下降，资本要素投入逐渐成为中国经济增长的主要推动力，而这一增长模式在短期内不会改变。尽管在上世纪 90 年代，我国 TFP 增长率保持了较高的增长速度，但是之后其年均增长率及其对 GDP 增长的贡献率均出现了较大幅度的下降。根据 Zheng 和 Bigsten（2008）

的测算，在 1978-1995 年之年，我国 TFP 的年均增长率约为 3.72%，对 GDP 增长的贡献率达到 37%。但在 1995-2005 年之间，TFP 的年均增长率则下降至 1.77%，对 GDP 增长的贡献率则下降至 19%。与 TFP 变化相对应的，是要素投入结构的改变。在 1978 至 1995 年间，中国 GDP 年均增长率约为 10.11%，而资本存量年均增长率则为 9.19%，低于 GDP 的平均增长速度。但在 1995-2005 年之间，GDP 年均增长率约为 9.25%，而资本存量的年均增长率则达到 12.38%，高于 GDP 增长速度 3.13%，资本增长对 GDP 的贡献率也由 1978-1995 年间的 45%上升为 1995-2005 年间的 67%。这种资本要素投入的快速增长不仅受到上文所提到的资本偏向型技术进步的影响，也是中国政府以投资推动经济增长战略的直接体现。资本要素的快速积累不仅大致抵消了 TFP 增长率下降对 GDP 增长的影响，而且也推动了劳动边际报酬的上升。

综上所述，由于我国技术进步的基本特征仍以技术改造和引进国外技术为主，而经济增长又日益依赖于资本要素的快速积累，因此可以预计前文所讨论的资本偏向型技术进步和资本投入综合作用下的劳动要素收入变化趋势仍将在未来的一定时期内持续下去。

六、要素收入变化与产业结构调整

劳动要素价格变化将会影响到生产过程中劳动要素的使用成本。如果不同地区劳动要素价格变化幅度存在差异，那么分析劳动要素价格的变化趋势的一个重要意义是可以由此讨论地区间产业结构的调整与转移。

根据本文第一节所计算的各地区劳动要素平均收入数据，可以进一步测算出不同地区之间相对劳动要素价格的变化趋势。为此，本文以东、中、西三个区域进行划分，依次计算了这些地区之间的平均劳动要素使用成本之比。[5] 计算结果如图 6 所示。

[5] 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南，西部地区包括内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

图 6 东部与中西部平均劳动要素成本比

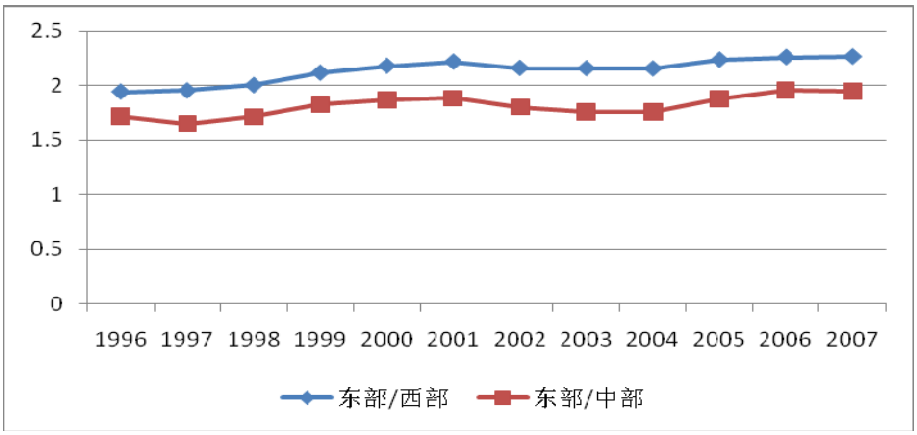
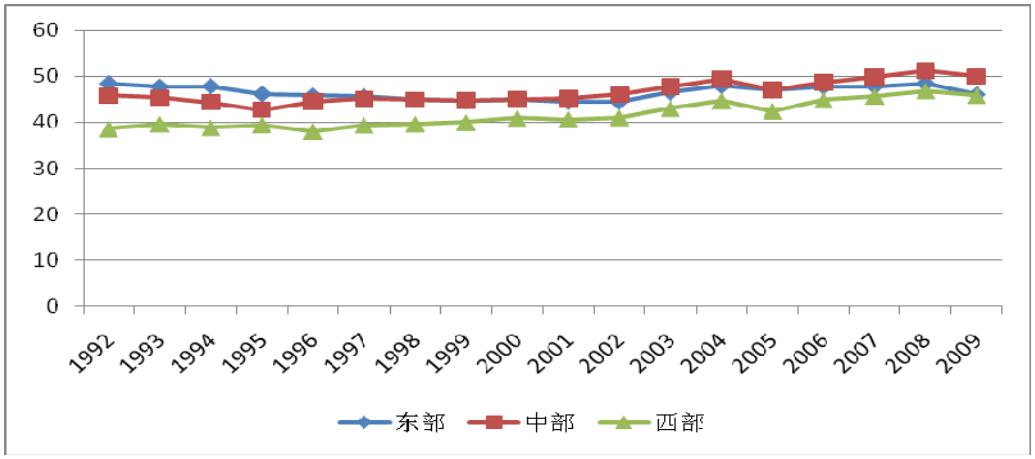


图 6 反映了东部地区劳动要素成本与中部和西部的比值。从中可以看出：（1）东部地区与中西部地区劳动要素成本的比值均呈现出上升趋势，这表明中部和西部地区的劳动要素成本相对变得更低；（2）东部与中部劳动要素成本比值要超过东部与西部的比值，这表明在东、中、西三个地区之间，西部地区劳动要素成本最低；（3）东部与中部劳动要素成本比值随呈上升趋势，但曲线较为平坦，而东部与西部劳动要素成本比值的上升速度则更快。在 1996 年至 2007 年之间，东部与中部地区劳动要素成本比值的年均增长速度约为 1.1%，而东部与西部劳动要素成本比值的年均增长速度则为 1.4%。

东、中、西三个区域劳动要素相对成本差异的扩大意味着区域间产业结构转移的可能。由于中、西部地区的劳动成本更加低廉，因而可以预计的是，存在着东部地区成熟产业，尤其是劳动密集型制造业向中部和西部转移的内在动力。为分析东、中、西地区产业结构的变化趋势，图 7 描述了这三个地区第二产业增加值占 GDP 平均比重的变化趋势。

图 7 东、中、西部第二产业增加值占 GDP 平均比重（单位：%）



注：根据中经网统计数据库中各地区第二产业增加值占 GDP 比重计算。

图 7 表明，在 1992 年至 2009 年之间，东、中、西三个地区的产业结构出现了不同的变化趋势。东部地区第二产业增加值占 GDP 平均比重虽有波动，但未出现较大变化。1992 年时，东部地区第二产业增加值平均比重约为 48.41%，而在 2009 年，该比重下降为 46.07%。中部和西部地区第二产业增加值比重则出现了一定程度的上升。其中，中部地区第二产业增加值比重在 1992 年和 2009 年分别为 45.77%和 49.96%；而西部地区第二产业增加值比重在在 1992 年和 2009 年分别为 38.56 和 45.82。

对比图 6 和图 7 的数值变化趋势，可以寻找到一定的对应关系。图 6 中，各地区劳动要素成本比值的变化大致可以划分为三个阶段：1996-2001 年的上升阶段、2001-2004 年的下降阶段以及 2004-2007 年的上升阶段。观察图 6 中东部地区第二产业增加值占 GDP 比重的变化也可以在对应时间段内找到三种不同的变化趋势。在 1996-2001 年之间，该指标呈现出较为明显的下降趋势；在 2001-2004 年之间，该指标又逐渐上升；而在 2004 年以后，该指标又重新表现出下降趋势。这种对应关系表明，地区间劳动要素相对成本价格的变化与产业结构调整与转移之间存在着一定的相关关系。

七、总结

本文通过测算单位新增劳动的产出增量的变化分析了我国劳动要素收入的变化趋势，并从单位新增劳动的产出增量构成要素角度对工资变化率进行了分解。通过与农村劳动力平均收入相比较，本文的测算结果表明，单位新增劳动的产出增量的变化是影响实际工资变动的主要因素之一。

对劳动要素收入变化率的分解结果表明，技术进步的资本偏向特征以及资本投入的变化是决定劳动要素收入变化的主要原因。受技术进步资本偏向型特征的影响，技术进步对劳动要素收入增长的作用方向逐渐由正转负；而资本存量的持续高速增长则始终对劳动要素收入的增长起到持续的正向促进作用；基于资本存量快速增长基础上的资本-劳动比率的不断上升也削弱了资本偏向型技术进步对劳动要素价格的负面影响。由于我国技术进步的主要特征仍然表现为对国外技术的改造和引进，因此可以预计在未来的一段时期内，技术进步的资本偏向型特征仍会持续存在；与此同时，由于 TFP 在推动 GDP 增长中贡献率的持续下降，投资的高速增长逐渐成为推动中国经济发展的主要动力。由此可以推断，本文所讨论的资本偏向型与资本投入增加综合作用下的劳动要素收入增长机制仍会持续发生作用。

附录：劳动报酬增长率的分解

根据以上分析，假设生产函数为 $Y=F(K,L,t)=A(t)K(t)^{\alpha(t)}L(t)^{\beta(t)}$，则均衡工资 w 满足：

$$w=\frac{\partial Y}{\partial L}\equiv Y_L=\beta(t)A(t)K(t)^{\alpha(t)}L(t)^{\beta(t)-1}$$

其中，$K(t)$ 和 $L(t)$ 为均衡时的资本与劳动投入。由上式求导可知，工资的增长率为：

$$n_w\equiv\frac{1}{w}\cdot\frac{dw}{dt}=\alpha(t)n_K+[\beta(t)-1]\cdot n_L+\frac{1}{Y_L}\cdot\frac{\partial Y_L}{\partial t}=\alpha(t)(n_K-n_L)+\frac{1}{Y_L}\cdot\frac{\partial Y_L}{\partial t} \quad \text{（f1）}$$

其中，n_w、n_K 和 n_L 分别为工资增长率、资本增长率和劳动增长率。$(\partial Y_L/\partial t)/Y_L$ 反映了技术进步对单位新增劳动的产出增量的影响。根据 Hicks（1959）的定义，如果 $(\partial Y_L/\partial t)/Y_L>(\partial Y_K/\partial t)/Y_K$，那么技术进步为劳动偏向型的。计算可知：

$$\frac{1}{Y_L}\cdot\frac{\partial Y_L}{\partial t}=n_A+n_\beta+\dot\alpha(t)\ln K+\dot\beta(t)\ln L=n_A+n_\beta+\dot\alpha(t)\ln\frac{K}{L}$$

$$\frac{1}{Y_K}\cdot\frac{\partial Y_K}{\partial t}=n_A+n_\alpha+\dot\alpha(t)\ln K+\dot\beta(t)\ln L=n_A+n_\beta+\dot\alpha(t)\ln\frac{K}{L}$$

其中，n_A、n_α 和 n_β 分别为全要素生产率 A 的增长率、α 的增长率和 β 的增长率。$(n_A+\dot\alpha(t)\ln K+\dot\beta(t)\ln L)$ 是技术进步对总产出的总效应。由于规模报酬不变时 $\alpha(t)+\beta(t)=1$，因此 $\dot\alpha(t)=-\dot\beta(t)$。这表明当 $\dot\alpha(t)>0$ 时，技术进步为资本偏向型的。

根据以上计算结果，可以进一步将（f1）式写为：

$$\frac{dw}{w}=\frac{dA(t)}{A(t)}+\frac{d\beta(t)}{\beta(t)}+\alpha'(t)[\ln K(t)-\ln L(t)]+\alpha(t)\frac{dK}{K(t)}+[\beta(t)-1]\frac{dL}{L(t)} \quad \text{（f2）}$$

因此，从单位新增劳动的产出增量角度来看，均衡工资变化率可以分为五个组成部分。这五个构成要素分别为：（1）全要素生产率的增长率 dA/A；（2）产出对劳动投入弹性的变化率 $d\beta/\beta$；（3）产出对资本投入弹性变化所引起的均衡工资变化率 $\alpha'(t)[\ln K(t)-\ln L(t)]$；（4）资本增长率对均衡工资变化率的影响 $\alpha\cdot dK/K$；（5）劳动增长率对均衡工资变化率的影响 $(\beta-1)\cdot dL/L$。其中 dA/A 与 $d\beta/\beta$ 之和构成了技术进步对均衡工资的整体影响。

参考文献：

单豪杰：《中国资本存量 K 的再估算：1952-2006 年》，《数量经济与技术经济研究》，2008 年第 10 期。

叶裕民：《全国及各省区市全要素生产率的计算和分析》，《经济学家》，2002 年第 3 期。

Zheng, Jinghai and Bigsten, A., 2008, “Can China’s Growth be Sustained? A Productivity Perspective”, World Development, Vol. 37, No.4, 874-888.

分报告 3：

工资上涨对中国经济的影响

——基于投入产出数据的经验研究

内容摘要：沿海地区“民工荒”问题尽管由来已久，但只是近期来才受到理论界的普遍关注。现在人们开始思考伴随“民工荒”的工资上涨是否标志着我国长期来二元经济已经走到了“刘易斯拐点”，从而这也标志着二元经济的结束和新的经济时代的开始。本文的重点不在于探讨我国经济是否已经到了“刘易斯拐点”这样一个发展阶段，而是探讨工资的上涨，特别是当这种工资上涨在不同部门间逐步扩大，带来整体工资上涨的情形下，对中国经济带来的影响，而我们分析所使用的方法和基于的数据基础则是投入产出方法及各年度投入产出表数据。具体我们将分析工资上涨带来的成本变化及对价格的影响，对出口的影响，以及对技术与经济结构转变的影响。

一、工资上涨带来的成本变化及对价格的影响

利用经 2010 价格修正后的 2007 年投入产出表数据，我们计算了当所有部门工资上涨 10%的情况下，对各部门成本将带来多大程度的影响（表 1）。结果表明普遍的工资上涨必然带来各行业生产成本的上升，特别是劳动密集型行业受工资上涨影响最大。具体来看，农业受到的影响最大，成本将上升 7.56%，其它受影响较大的行业包括制造业中的食品制造、纺织服装及其制品、纺织业、工艺品及其他制造，采掘业中的煤炭采选业，公用事业中的水的生产供应。服务业中交通运输仓储邮政相对较小，批发零售住宿餐饮稍高，而除此外的其它服务业则受影响最大。此外，木材加工家具制造与建筑业也在平均水平以上。相反，仪器仪表办公用机械制造、石油加工炼焦、通信计算机电子设备制造等行业受到的影响则相对较小。

表 1、所有部门工资上涨 10%带来各部门成本上升　单位：%

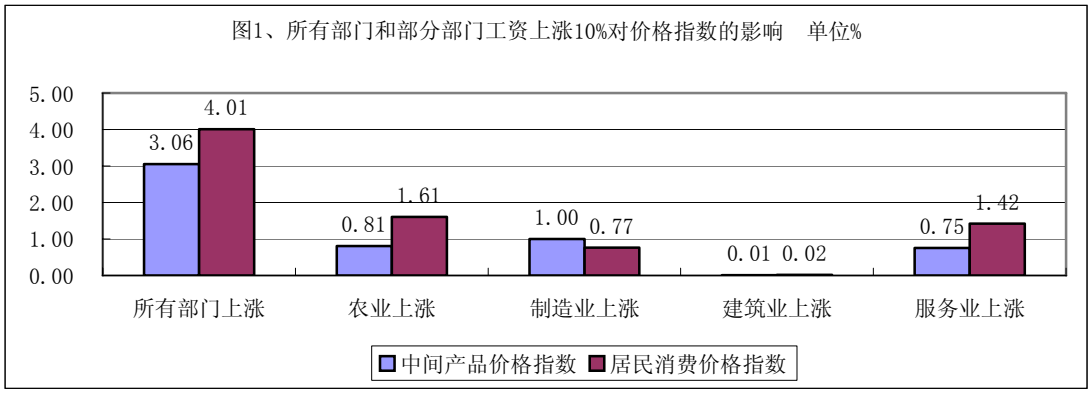
部门	成本上升	部门	成本上升
农业	7.56	燃气生产供应	2.93
食品制造	4.76	造纸印刷文体用品制造	2.86
纺织服装及其制品	3.86	交通运输仓储邮政	2.69
纺织业	3.83	交通运输设备制造	2.67
煤炭采选	3.79	电力热力生产供应	2.64
工艺品及其他制造	3.69	通用专用设备制造	2.56
水的生产供应	3.63	金属制品	2.56
其他服务业	3.60	化学工业	2.50
木材加工家具制造	3.51	石油天然气开采	2.37
建筑业	3.25	金属冶炼压延加工	2.20
非金属矿采选	3.22	电气机械及器材制造	2.18
批发零售住宿餐饮	3.09	仪器仪表办公用机械制造	1.98
金属矿采选	3.05	石油加工炼焦	1.93
非金属矿物制品	2.96	通信计算机电子设备制造	1.66

进一步，我们分别计算了农业部门、制造业部门、建筑业部门和服务业部门工资上涨对各部门成本的影响（表 2）。从结果中可以看出，制造业、建筑业和服务业工资上涨影响分别局限在各自行业内部。但是农业部门的工资上涨除对农业产生非常大的影响之外，对制造业和服务业都产生了明显的影响。具体来看，食品制造业、纺织业、纺织服装及其制品、工艺品及其他制造、木材加工家具制造成本上涨 1%以上，其他部门则都在 1%以下。

表 2、部分行业工资上涨 10%带来的各部门成本变化　单位：%

	农业		制造业		建筑业		服务业
农业	6.87	纺织服装及其制品	2.08	建筑业	1.19	其他服务业	2.89
食品制造	3.03	工艺品及其他制造	1.91	其他服务业	0.01	批发零售住宿餐饮	1.93
纺织	1.54	木材加工家具制造	1.84	交通运输仓储邮政	0.01	交通运输仓储邮政	1.81
纺织服装及其制品	1.15	交通运输设备制造	1.80	批发零售住宿餐饮	0.01	水的生产供应	0.60
工艺品及其他制造	1.10	非金属矿物制品	1.68	水的生产供应	0.00	建筑业	0.60
木材加工家具制造	1.01	通用专用设备制造	1.68	煤炭采选	0.00	电力热力生产供应	0.52
批发零售住宿餐饮	0.69	纺织	1.66	燃气生产供应	0.00	非金属矿物制品	0.52
造纸印刷文体用品制造	0.56	造纸印刷文体用品制造	1.66	电力热力生产供应	0.00	非金属矿采选	0.50
化学工业	0.40	金属制品	1.55	非金属矿物制品	0.00	煤炭采选	0.48
建筑业	0.21	仪器仪表办公机械制造	1.36	金属矿采选	0.00	金属矿采选	0.48

如果成本的上涨完全转嫁为价格的上涨，那么我们可以计算出上述情形下价格指数的变化。结果表明（图 1），所有部门工资上涨 10%，利用投入产出数据计算的中间产品价格指数将上涨 3.05%，而居民消费价格指数将上涨 4.01%。对不同部门工资上涨的影响分析可以看出，尽管不同部门占经济的份额不同，但基本可以看出农业部门和服务业部门工资上涨的影响较大，而建筑业和制造业工资上涨对价格的影响相对较小。



二、工资上涨对出口的影响

为研究工资上涨对出口的影响，我们有必要对出口品生产进行细分。因为，出口品中加工贸易出口不同于一般贸易出口，较少地利用本国的原材料，而主要使用本国的劳动力。这样，面对工资上涨，加工贸易生产与非加工贸易生产将受到不同程度的影响。从投入产出角度来看，加工贸易出口品生产由于较少使用国内原材料，从而较少地受到经由原材料所传递的工资上涨的影响，而更多表现为受工资上涨的直接影响。

我们在 2007 年投入产出数据基础上，进一步收集各种数据，对加工贸易数

据进行了估计。由此，我们把加工贸易区别出来，构造了加工贸易细分的非竞争型投入产出表（见附录），以此研究工资上涨对出口的影响。

表 3、加工贸易细分的非竞争型投入产出表

	国内与非加工贸易	加工贸易	消费	资本形成	出口	最终使用	总产出
国内与非加工贸易	X^{DD}	X^{DT}	C	G	E^D	Y^D	X^D
加工贸易					E^T		X^T
进口品使用	M^D	M^T					M
劳动报酬	V^D	V^T					
增加值其它部分	N^D	N^T					
总投入	X^D	X^T					

在分析中，如上所述的原因，国内与非加工贸易部门工资上涨与加工贸易部门工资上涨的传递路径上的差异，对各部门及经济总体成本冲击的程度也存在明显的差异。因此有必要把两者区别开来考察其影响。工资上涨带来成本的变化模型形式如下：

$$(\Delta P^D, \Delta P^T) = (\Delta A_V^D, \Delta A_V^T)\begin{pmatrix} I - A^{DD} & -A^{DT} \\ 0 & I \end{pmatrix}^{-1} = (\Delta A_V^D, \Delta A_V^T)\begin{pmatrix} B^{DD} & B^{DT} \\ B^{TD} & B^{TT} \end{pmatrix}$$

其中，$(\Delta A_V^D, \Delta A_V^T)$ 表示非加工贸易部门与加工贸易部门劳动报酬系数的变化，$(\Delta P^D, \Delta P^T)$ 表示费加工贸易部门与加工贸易部门成本的变化。$\begin{pmatrix} B^{DD} & B^{DT} \\ B^{TD} & B^{TT} \end{pmatrix}$ 为对应的列昂惕夫逆阵。可以证明 $\begin{pmatrix} B^{DD} & B^{DT} \\ B^{TD} & B^{TT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (I - A^{DD})^{-1} & (I - A^{DD})^{-1} A^{DT} \\ 0 & I \end{pmatrix}$。

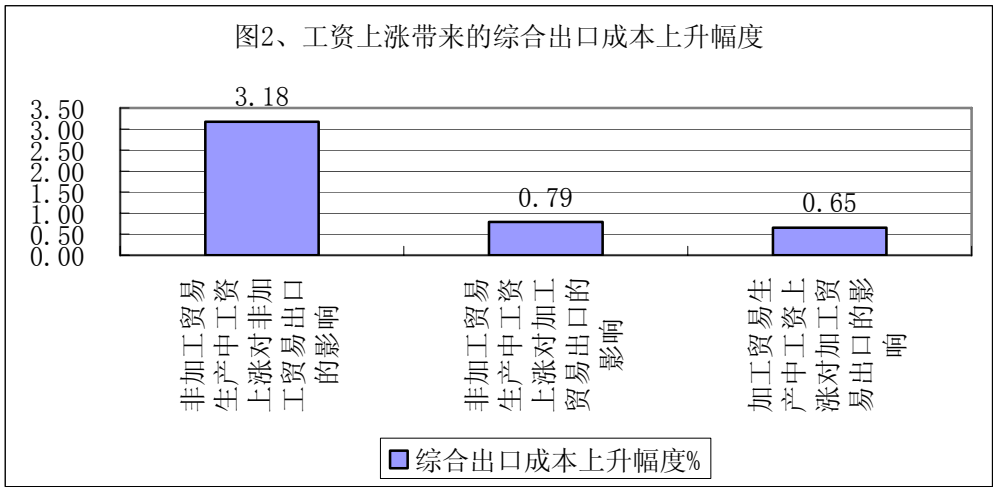
因此有：

非加工贸易部门工资率上涨对非加工贸易部门的成本的影响：$A_V^D (I - A^{DD})^{-1}$；

非加工贸易部门工资率上涨对加工贸易部门的成本的影响：$A_V^D (I - A^{DD})^{-1} A^{DT}$；

加工贸易部门工资率上涨对加工贸易部门成本的影响为向量 A_V^T 构成的对角矩阵，而加工贸易部门工资率上涨对非加工贸易部门成本的影响为 0。

通过计算，结果表明非加工贸易出口品的生产较大程度的受生产中的工资上涨的影响，而加工贸易出口品的生产则受工资上涨的影响相对较小。具体来看，非加工贸易生产中所有部门工资同时上涨 10%，将带来非加工贸易出口综合成本上升 3.18%，对加工贸易出口综合成本只带来 0.79%的上涨，而加工贸易生产中所有部门工资同时上涨 10%则只带来加工贸易出口综合成本上升 0.65%。由于加工贸易生产的产品全部用于出口，因此加工贸易生产中的工资上涨将不对国内使用产品和非加工贸易出口品产生任何影响。从这一点来看，加工贸易生产受工资的上涨的冲击远小于一般贸易品生产（图 2）。



具体从各部门的情况看，由于一般贸易出口品与加工贸易出口品生产不同，也要使用国内原材料，而我们在投入产出表中并没有对国内使用品生产与一般贸易品生产的技术系数做出区分。因此，非加工贸易生产工资上涨对非加工贸易的影响与前面表 1 计算的所有部门工资上涨 10%带来各部门成本上升的结果将是非常一致的。

表 4、非加工贸易生产工资上涨 10%对加工贸易不同部门生产成本的影响　单位：%

部门	上涨幅度部门	上涨幅度
木材加工家具制造	2.21电气机械及器材制造	0.49
金属矿采选	2.11金属制品	0.44
非金属矿采选	1.91其他服务业	0.42
纺织服装及其制品	1.71工艺品及其他制造	0.51
造纸印刷文体用品制造	1.62石油加工炼焦	0.49
纺织	1.35通用专用设备制造	0.22
食品制造	1.26非金属矿物制品	0.07
电力热力生产供应	1.23交通运输设备制造	0.04
通信计算机电子设备制造	0.86农业	0.00
金属冶炼压延加工	0.80煤炭采选	0.00

交通运输仓储邮政	0.70石油天然气开采	0.00
批发零售住宿餐饮	0.70燃气生产供应	0.00
仪器仪表办公用机械制造	0.68水的生产供应	0.00
化学工业	0.51建筑业	0.00

但是，非加工贸易生产与加工贸易生产中工资上涨对加工贸易的影响则明显不同。加工贸易受非加工贸易生产中工资上涨影响最大的主要集中在基础原材料部门，如木材加工家具制造业、金属与非金属矿采选、服装及其制品等部门，此外制造业中的如造纸印刷文体用品制造、纺织业、食品制造、通信计算机电子设备制造、金属冶炼压延加工、等部门也受较大程度的影响。加工贸易受加工贸易生产中所有部门工资上涨影响最大的则是农业、其它服务业，煤炭采选、金属矿采选等部门。

表 5、加工贸易生产工资上涨 10%对加工贸易不同部门生产成本的影响　单位：%

部门	上涨幅度部门	上涨幅度
农业	5.56食品制造	0.74
其他服务业	2.33纺织	0.73
煤炭采选	2.20金属制品	0.71
非金属矿采选	1.60电力热力生产供应	0.67
石油天然气开采	1.37化学工业	0.61
金属矿采选	1.33通信计算机电子设备制造	0.57
工艺品及其他制造	1.11石油加工炼焦	0.52
纺织服装及其制品	1.05金属冶炼压延加工	0.51
非金属矿物制品	0.96电气机械及器材制造	0.50
木材加工家具制造	0.94燃气生产供应	0.00
通用专用设备制造	0.85水的生产供应	0.00
造纸印刷文体用品制造	0.83建筑业	0.00
仪器仪表办公用机械制造	0.82交通运输仓储邮政	0.00
交通运输设备制造	0.77批发零售住宿餐饮	0.00

在我国加工贸易出口中，通信计算机电子设备制造、电气机械及器材制造、化学工业、仪器仪表办公用机械制造、通用专用设备制造、交通运输设备制造、纺织服装及其制品等部门所占的比重较大。一般情况下人们通常以为上述部门的加工贸易生产会受工资上涨的影响较大。但是，我们计算得出的结果却是上述部门加工贸易出口受工资上涨的影响并不是最大的，居前的反而是基础原材料部门。尽管这些部门在加工贸易出口中的份额并不大，但是受影响的程度却很高，这其中的原因只能是这些部门较高的劳动报酬率，以及经济联系的方式。

三、工资上涨对技术与经济结构变化的影响

工资的变化带来生产成本的变化，在企业追求成本最小化和利润最大化的过

程中，必然引发要素的替代，甚至技术的转变，从而对经济结构产生影响。在投入产出框架下，由于固定技术系数的假定，从而不考虑要素间替代的情形。在这样一种分析框架下，投入系数比例的改变直接就是技术本身的改变。另外，对于如下形式的投入产出的列向模型：

$$p = (1+r)pA + wl$$

其中：p 表示价格行向量；A 表示直接消耗系数矩阵；r 是用增加值扣除劳动报酬与中间投入合计相比计算的各部门平均收益率；工资率 w 与劳动投入系数 l 相乘得到劳动报酬系数。

上述列向模型表明了技术、工资率与利润率、相对价格之间的一种联系。对于某个固定的技术，收益率的变化将带来相对价格的改变，并进一步影响实际工资。如此，针对每一技术水平存在一个工资率与收益率之间的关系，并且可以证明这种关系是一种反向关系。利用了这一分析框架，让我们能够对工资率和收益率的变化是如何与技术之间形成一种长久的相互影响关系展开系统的考察。利用如此构造出来的一种要素价格前沿，我们不仅可以分析在既定技术下不同要素收入分配间关系，还可以通过不同年份间的比较，分析技术演进对收入分配的影响。

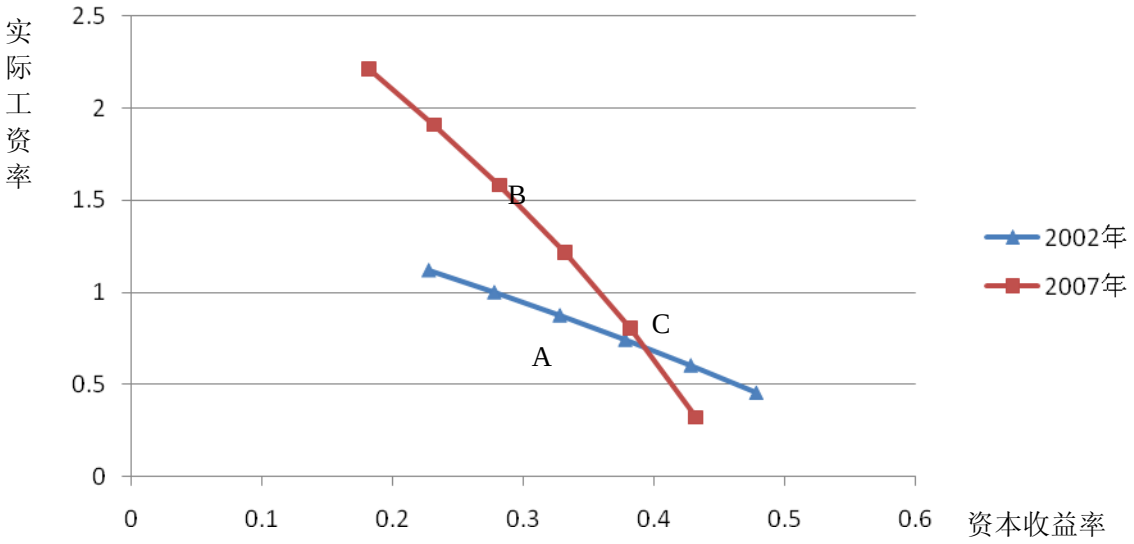
根据投入产出数据整理得到的我国几个时期的工资率与收益率如下：

表 4：不同时期工资率和收益率

时期	2002	2007
工资总额(亿元)	58950.50	110047.30
劳动人数（万人）	73740	76990
平均工资（元/人）	7994	14294
增加值总额（亿元）	121858.90	266043.81
中间投入（亿元）	191571.60	552815.15
收益率	0.328	0.282

我们采用居民消费结构计算消费价格指数，针对 2002 年与 2007 年的投入产出数据，计算得到收益率与实际工资率的关系（图 3）。可以考察 2002 与 2007 年间实际工资率与收益率之间关系的变化。

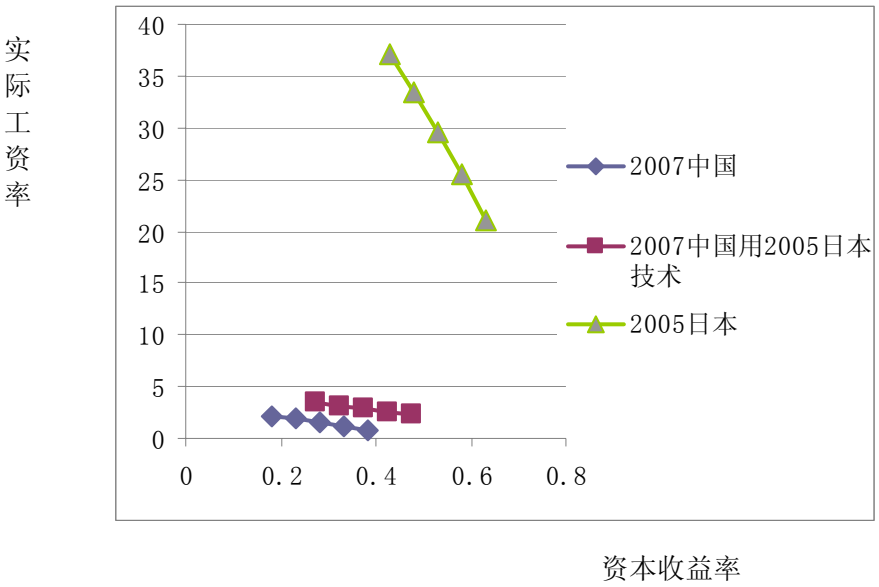
图 3：2002 与 2007 年实际工资率与收益率之间关系的变化



图中的 A、B 两点分别表示的当年中国经济所处在的实际情况，表明 2007 年相比于 2002 年资本收益率的下降和实际工资率的大幅度上升。同时，两条曲线的斜率也发生很大改变，2007 年相对于 2002 年斜率更陡，意味着收入分配中更大幅度对劳动的倾斜。但是，两条曲线在收益率接近 0.4 的地方存在一个交点。这意味着在更高的收益率的情况下，2002 年技术反而能够获得更高的工资率，这也意味着在这样的条件下，2002 年的技术相比于 2007 年技术能够更大程度的成本最小化。相反，在图中的情形下，工资率的不断提升并不会导致 2007 年技术效率的下降，而只会是比 2002 年技术效率更大幅度的提升。

进一步，我们利用 2005 年日本投入产出数据进行计算，并与我国 2007 年结果进行比较。图 4 中，我们可以非常清晰地看到中日之间技术差距所带来的收入分配关系的差异。

图 4：2005 年日本与 2007 年实际工资率与收益率关系比较



按汇率折算后计算的日本2005年工资率与收益率关系曲线与中国2007的曲线相比，在收益率高于中国的同时，实际工资率要高很多。这反映了两国劳动报酬水平的巨大差异。为了单纯比较技术差异带来的影响，我们采用日本 2005 年的技术系数，把它放到 2007 年中国的结构关系中进行计算，得出的工资率与收益率关系在图中用红色的线段表示出来。从这一结果可以看出，在现今中国经济的条件下，采用日本的技术将带来更高的收益率或工资率的组合，这意味着更高的生产效率。

上述分析表明了技术、相对价格、工资率与收益率相互间保持一种内在的联系。在这种联系中，一方面一定的技术水平决定了收入分配关系，另一方面收入分配关系的调整也会推动技术的变化。我们的分析中看到2002年至2007年的变化，在技术效率提高的基础上，工资率与收益率关系中向工资率更大程度的倾斜，这意味着收入分配关系的调整与改善。另一方面，当工资率由于外生的原因不断提高，而价格水平能够维持在一定的水平上，将带来实际工资的上升，以及相应的收益率的下降，而企业面对这一收入分配关系的改变将被迫进行技术调整，如果工资率的调整能够维持在适当的水平上，将推动技术进步与经济结构的调整。这一趋势的分析，既能够帮助我们明确技术演进的方向，又能为制定合理的收入分配政策提供依据。

四、简要结论及政策含义

通过上述分析，我们得到如下结论和建议：

1、普遍的工资上涨对农业生产成本带来的影响最大，而农业部门工资的上涨对其他部门的波及面也最广。因此，农业的改变需要在整体经济结构转变的基础上来实现，在当前阶段对农业的稳定政策仍十分必要。

2、工资的普遍上涨对传统产业和劳动密集型行业影响最大。食品制造、服装及其制品、纺织、煤炭采选，水生产供应、其他服务业面临较大的成本压力。但是，成本的上升对于上述中竞争充分的某些行业来说，反过来则能够起到推动传统产业技术升级的作用。

3、从对价格的影响上看，所有部门工资上涨 10%，中间产品价格指数将上涨 3.05%，而居民消费价格指数将上涨 4.01%。农业部门和服务业部门工资上涨的影响较大，需要引起重视，而建筑业和制造业工资上涨对价格的影响相对较小，可以更多由市场自发调整。

4、工资的上涨对加工贸易出口的影响远小于国内和一般贸易品生产。具体

来看，非加工贸易生产中所有部门工资同时上涨 10%，将带来非加工贸易出口综合成本上升 3.18%，加工贸易出口综合成本则只上涨 0.89%，而加工贸易生产中所有部门工资同时上涨 10%只带来加工贸易出口综合成本上升 0.65%。

5、不仅从总量上看加工贸易受工资上涨的影响较小，从部门结构上看，通信计算机电子设备制造、电气机械及器材制造、化学工业这些占加工贸易出口最大份额的部门受工资上涨的影响并不大，反而是一些基础原材料部门，如农业、木材加工家具制造业等部门受工资上涨的影响最大。这种结构上的错位也大大降低了加工贸易受工资上涨的影响。综合上述两个方面，可以认为工资的上涨甚至是普遍上涨并不会对我国出口中的比较优势带来根本性的改变。

6、在技术与收入分配关系方面，一方面技术限定了工资率与收益率的组合及其变动的轨迹，另一方面工资成本的上升也推动更有效率技术的采用。从 2002 年至 2007 年的数据看，我国近年来已经表现出收入分配关系改善的技术进步，但是这种改善与国外相比工资水平仍然偏低。我们的计算表明，在现有结构关系下，引入日本的技术会带来更高的生产效率。这也从一个方面预示了工资成本的提升推动技术进步所具有的可能性。工资率的上涨作为一种趋势并不会带来灾难性的影响，而且可以通过政策手段调整这一过程，从而实现技术赶超。

参考文献：

列昂惕夫(1985)，“美国经济中大技术变革、物价、工资与资本报酬率”，《投入产出经济学》(中译本)，中国统计出版社 1990

Duchin, F & Lange, G. (1992), Technological choices and prices, and their implications for the US economy 1963-2000, *Economic Systems Research*, 4(1)

Kurz,H.D. and Salvadori,N.(1995), *Theory of production*, Cambridge University Press.

Tsoulfidis, L and Mariolis, T (2007)，Labour Values, Prices of Production and the Effects of Income Distribution: Evidence from the Greek Economy，*Economic Systems Research*, 19(4)

分报告 4：

我国工资水平对产业升级的影响

内容摘要：在 2010 年，我国绝大多数省市陆续调整最低工资标准，调整幅度大多数在 10%以上。在此背景下，本报告探讨了我国工资水平的现状和变动对产业升级的影响，得出以下基本结论：1．与国际相比，我国的产业发展和产业结构演变表现出较大的“异常”，第二产业比例高，第三产业比例低，第二产业的工业附加值率很低；而工资水平和劳动力成本是其中的重要影响因素之一。2．从 1997 年开始，我国制造业职工平均工资已经进入较快增长阶段，在未来一段时期仍将继续延续工资上涨趋势。3．虽然中国的工资水平上调了，但是同国际水平相比，中国的工资水平仍然很低，因此中国并不会因新一轮的工资上涨而丧失低劳动力成本优势。实证结果也显示，劳动力成本的变动并不是影响中国出口企业国际竞争力的重要因素。4．我国长期的低工资水平和低劳动力成本妨碍了技术进步和产业升级。产业企业赢利依赖低工资导致研发投资不足与创新不足；劳动密集型经济活动的较多发展弱化了我国高技术产业的发展，以至于存在较高的外部依赖；基于低劳动力成本的“世界工厂”使我国多数行业处于国际分工低端；低劳动力成本致使产业提高效率的动力不足；长期低工资水平遏制工人整体素质提升。5．我国工资水平和劳动力成本的适度提升，将会通过拉动机制、推动机制和关联机制促进我国的产业升级，将扭转我国产业企业过度依赖低劳动力成本进行赢利的模式，促进它们加大研发投资，重视技术进步，提高产品的附加值，提升我国产业和企业的劳动生产率和国际竞争力。

而后提出如下的政策建议：1．确定出“合适时间进度、合适提高幅度”计划来提高产业工人工资水平，并改善劳动环境与生产条件，提高劳动标准。2．通过提升工资水平，吸引“技工型”劳动者，并促进普通工人的技术性培训。3．切实发挥工资保障政策的实际作用，尤其要充分发挥最低工资政策的作用。4．构建实效的治理和协商机制来提高普通工人的谈判能力，并逐步建立有调控的工资市场化决定机制，平衡和制约劳资双方的利益关系。5．转变我国产业和企业的赢利模式和竞争优势来源，脱离过分依赖低劳动力成本赢利，转向研发投资、技术进步、管理创新和自有品牌的赢利模式和竞争优势……

在 2010 年，自从江苏省率先上调最低工资标准后，浙江、广东、福建、上海、天津、山西、山东等 27 个省市陆续调整最低工资标准，调整幅度大多数在10%以上，甚至有省份调整幅度超过了 20%，比如宁夏回族自治区提高了 27%，北京市最低月工资上调 20%。这次最低工资水平的上调引发了我国劳动力成本变动对经济影响的热烈议论。本文着重探讨我国工资水平的现状和变动对产业结构升级的影响。

一、世界各国产业结构比较

一个国家的产业结构对其经济发展质量和绩效具有重要的影响，那么是否存在着最优的产业结构呢？如果从历史和经验的角度考察，世界不同类型的发达国家经历了不同的发展道路，有传统工业强国，有战后复苏的工业强国，有新兴工业化国家，这些国家的产业结构是不是趋同的？或者向同一方向演化？如果产业结构趋同并且朝着绩效较高的方向演化，在同是市场经济为主导、资源分布比较综合的背景下，这也将是我国产业结构发展的方向。本部分对传统工业强国美国和英国，战后复苏工业强国德国和日本，新兴工业化国家韩国以及我国进行了比较分析，对上述问题尝试给出解答。

1．美国、英国、德国和日本等国产业结构演变趋势相似

20 世纪 90 年代后，美国、英国、德国和日本传统工业强国第二产业和第三产业比例关系呈现“喇叭结构”：第一产业占很小比例，并不断下降；第二产业比例低于第三产业，而且差距逐渐拉大，并趋于稳定。并且存在有趣的 40%现象：工业所占比例在 40%左右，出现持续的下降。

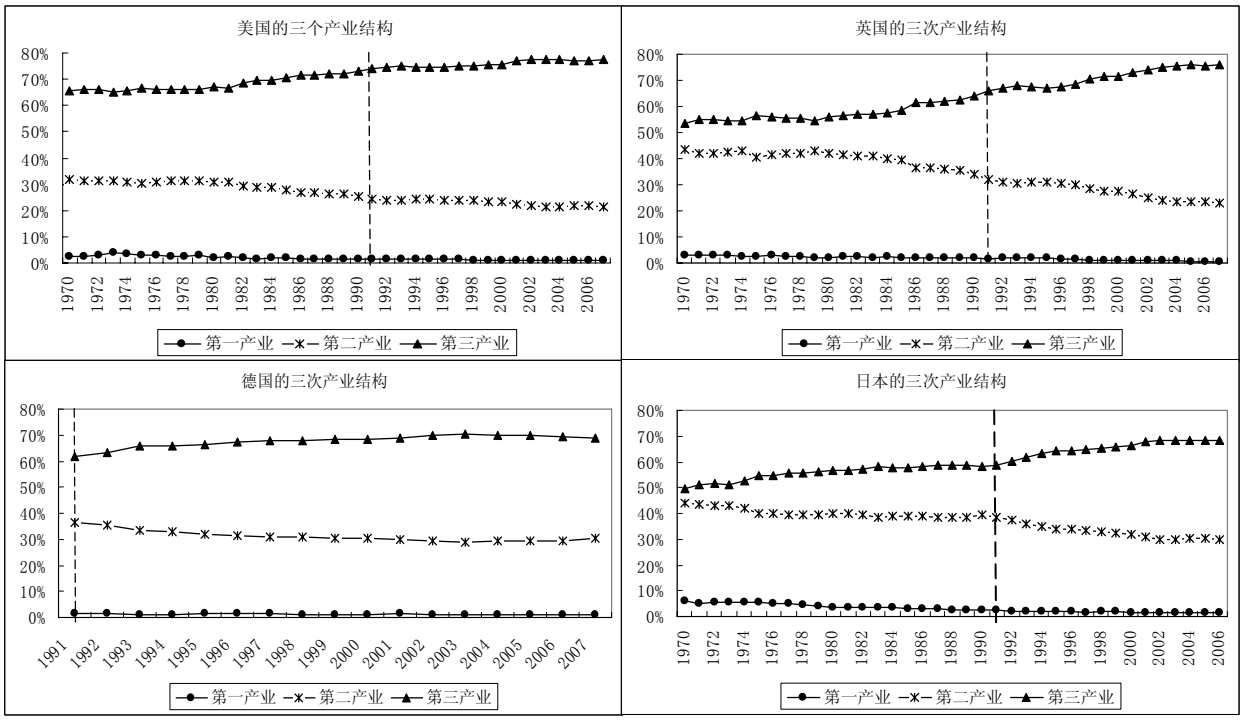


图 1 美国、英国、日本和德国产业结构演变
数据来源：OECD

为了更为直观，我们选择 1991 年和 2007 年美国和英国、德国日本三次产业结构及其变化进行了对比，发现英国和美国、德国和日本产业结构趋同达到了令人吃惊的地步。美国和英国产业结构趋同化，1991 年美国第二、三产业占比分别为 24.5%、74.0%；英国为 32.2%、66.1%，相差在 8 个百分点之内；2007 年对应比例美国变为 21.2%、77.6%，英国变为 23.2%、76.2%，相差在两个百分点以内。德国和日本产业结构趋同化，1991 年日本第二、三产业占比 38.7%、58.9%；德国第二、三产业占比分别为 36.6%和 62.0%；相差在 5 个百分点以内；2006 年日本变为 30.1%、68.5%；德国变为 30.4%、68.7%，相差在 1 个百分点以内。

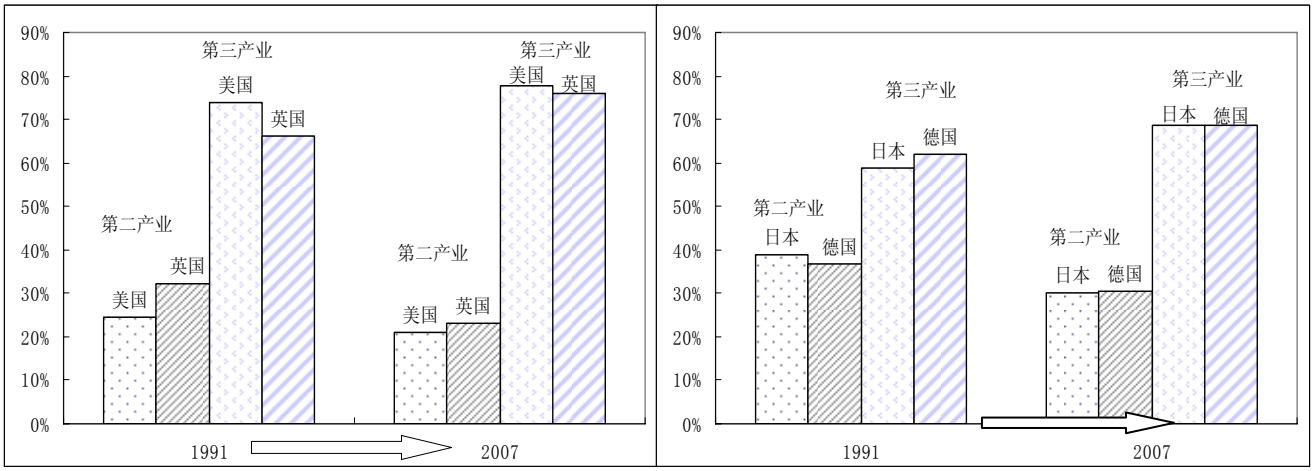


图 2 美国和英国、日本和德国产业结构演变比较
数据来源：OECD

2．韩国产业结构演变趋同于传统发达国家

在 20 世纪 70 到 80 年代大的调整后，新兴工业国家韩国产业结构演变趋同于传统发达国家。

韩国在 20 世纪 90 年代之前第二产业和第三产业构成“反喇叭”结构，之后与传统工业强国类似，表现出“喇叭”结构：1991 年第二、三产业比例分别为 42.6%、49.4%，比德日平均水平高+5、-11 个百分点左右；2007 年变为 39.4%、57.6%，比德日平均水平约高+9、-11 个百分点。总体上看，韩国服务业发展与发达国家保持了相同趋势，1970 年以来所占比例持续增长，第二产业所占比例经历快速上升，然后逐步下调，农业则经历了快速下降和缓慢下降，从比例上似乎是工业对农业的“替代”；1991 年后，与传统工业强国产业结构演进出奇相似。

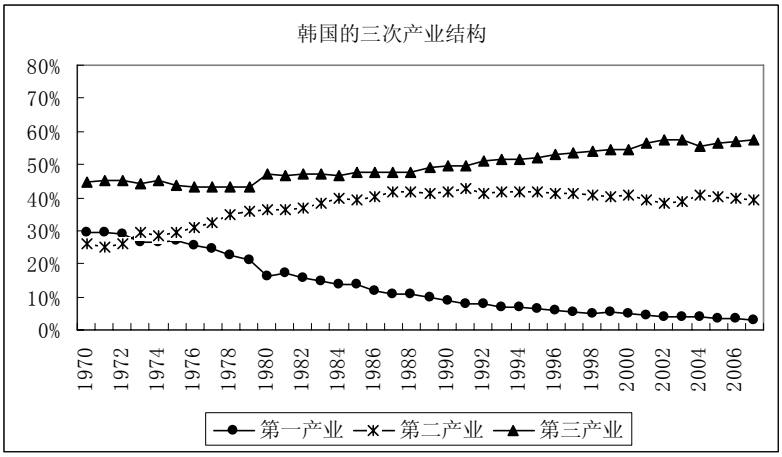


图 3 韩国产业结构演变
数据来源：OECD

3．我国产业结构演变表现出不一致性

我们国家的情况比较复杂，1978-1991 年期间是“倒反喇叭”结构（第二产业比例高，第三产业比例低，且差距缩小），1991-2002 年期间为“纺锤型”结构，2002-2007 年呈现出与世界主要经济体发展相悖的“倒喇叭”结构（第二产业比例高，第三产业比例低，而且第三产业所占比例与第二产业差距扩大）。1991 年我国第二产业和第三产业比例分别为 41.8%和 33.7%，2007 年，第二产业和第三产业比例分别为 48.6%、40.1%，第二产业比例提升的幅度要高于第三产业提升比例。

与英美等发达国家和新兴工业化国家韩国相比，我国产业结构演变表现出三个“异常”：①第二产业比例高，第三产业比例低；②演变过程波动；③近期第二产业比例上升，第三产业比例下降。

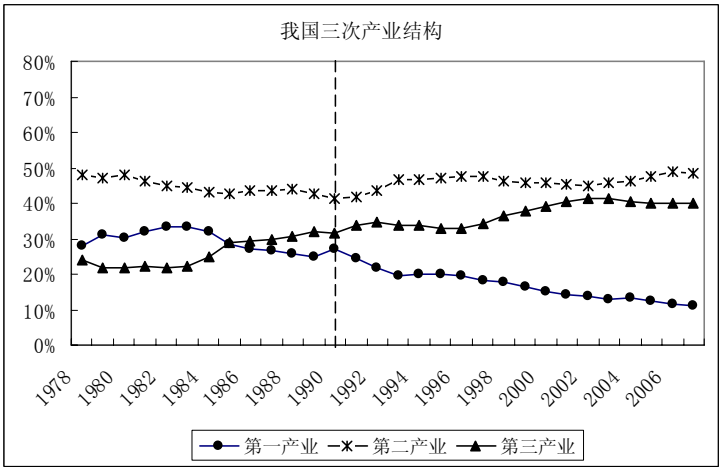


图 4 我国产业结构演变
数据来源：《中国经济年鉴》

新兴工业化国家以韩国为代表，传统工业化国家以德国为代表，比较 1991 和 2007 第二产业比例，我国上升，韩国和德国下降；第三产业所占比

例我国和韩国及德国都有增长，但我国增长幅度较小。总体来看，我国与发达国家产业结构差异加大。

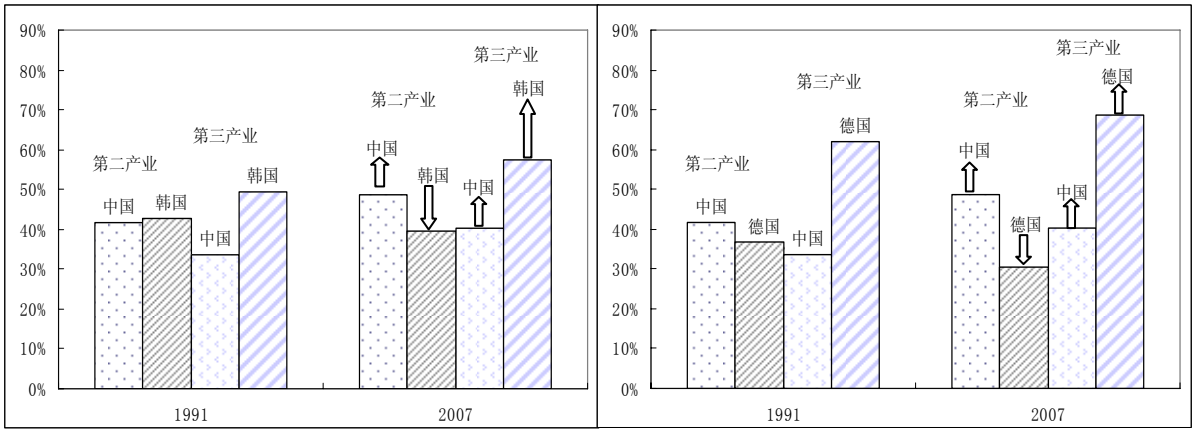


图 5 我国产业结构变化与韩国及德国、日本比较
数据来源：OECD，《中国经济年鉴》

经过对几个主要国家产业结构演变的考察和比较，发现，英、美、德、日、韩产业结构有着共同的演变趋势，其中英国和美国产业结构相近，德国和日本产业结构相近，韩国产业结构正向这些发达国家趋近，这些国家产业结构演变过程中，变化基本上都是稳定的，而我国却存在不断波动的现象，那么这些产业结构对应的工业经济绩效是否存在差异？工业经济绩效除了受产业结构影响外，还与哪些因素有关？下面将进行进一步分析。

无论是传统发达工业化国家、战后复苏工业化强国，还是新兴工业化国家和发展中国家，工业附加率共同经历了增长放缓、波动、进入降低时期。1991 年之后，三类工业化国家工业附加值率增长放缓，然后呈现出波动；2002 年开始降低。我国由于附加值率较低，降低趋势不明显。

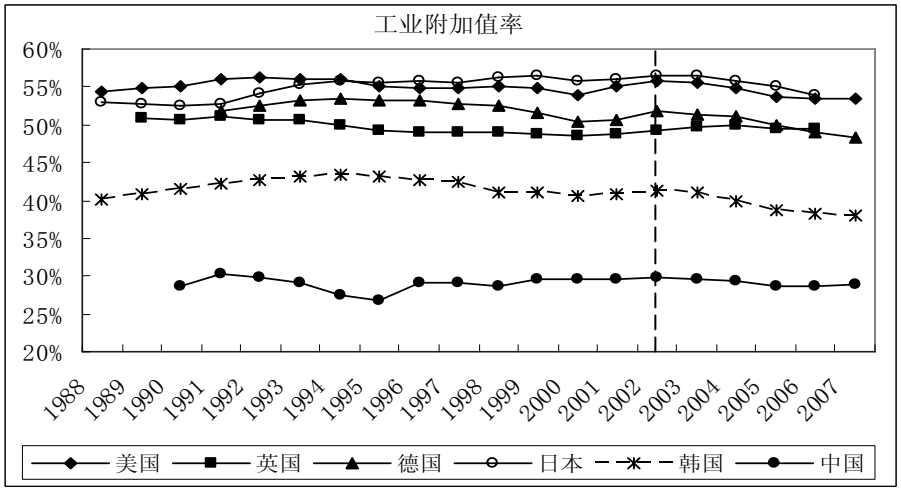


图 6 美国、英国中国等六国工业附加值率变化
数据来源：OECD，《中国经济年鉴》

工业附加值率之所以出现波动并于最近出现下降趋势，主要原因有以下几点：（1）工业生产技术相对成熟，形成突破已比较困难；（2）工业生产技术相对易于模仿、壁垒较低，中国、印度、越南等国的制造业不断发展；（3）价值链其

他环节强化，压低了工业生产环节附加值率：上游原材料、能源价格上升，劳动力成本增加；下游物流和销售渠道经营商的谈判权增加；（4）分工不断深化，像研发设计、工艺、管理咨询、设备租赁等高附加值环节分离出去，变为服务业的一部分；（5）环境因素：知识产权保护增强导致设备和工艺成本增加；环保增强，环保维护成本上升；（6）2001 年中国加入 WTO，加剧了国际贸易领域竞争。

从现象上看，工业附加值率和第二产业所占比例呈现反向关系，第二产业占比越低，工业附加值率越高。具体为：（1）我国、韩国、德日和英美第二产业占比依次降低，工业附加值率在上述国家的变化总趋势是上升，日本出现异常；（2）同类国家之间，与总趋势相符，比如德国第二产业比例稍高于日本（0.26 个百分点），工业附加值率德国低于日本；英国第二产业比例高于美国 1.95 个百分点，工业附加值率比美国低 4.14 个百分点。

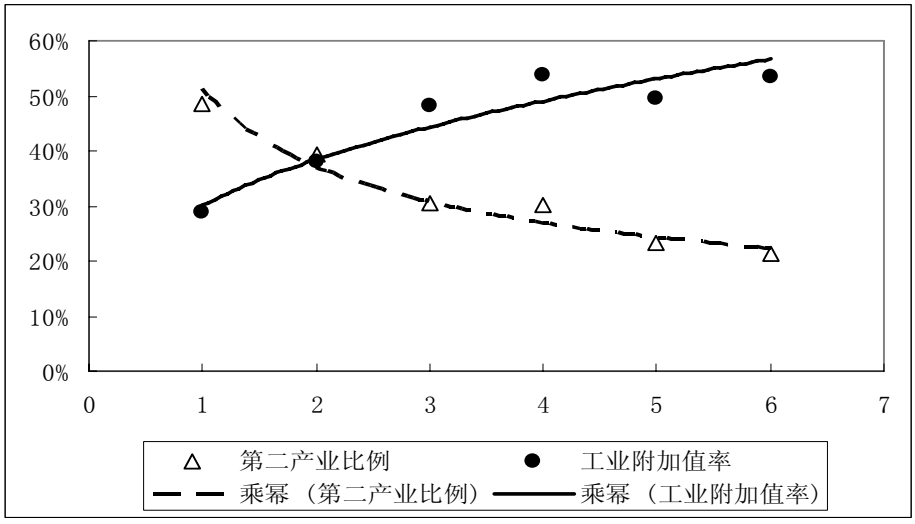


图 7 美国、英国、中国等六国工业附加值率与第二产业所占比例之间的关系
数据来源：OECD，我国数据来源于《中国经济年鉴（2008）》

为了进一步求证，搭建实证研究的理论框架：工业附加值率受经济规模、技术水平和与外界贸易联系（货物和服务）的影响。其中工业附加值率为被解释变量，第二产业比例、制造业技术评级、货物进出口比例和服务进出口比率为解释变量。计量表达式为：

$$VR_{ij} = \alpha_i + \beta_1 pro2_{ij} + \beta_2 manstr_{ij} + \beta_3 comtra_{ij} + \beta_4 sertra_{ij} + \mu_i + \xi_{ij}$$

$$i = 1,2,3,4,5;\ j = 1988,1989,...,2007$$

其中工业附加值率 $VR_{ij} = \dfrac{j\text{年}i\text{国工业增加值}}{j\text{年}i\text{国工业产值}}$，反映工业经济绩效；货物进出口比率 $comtra_{ij} = \dfrac{j\text{年}i\text{国货物出口额}}{j\text{年}i\text{国货物进口额}}$，为反映货物贸易优势指标；第二产业比例 $pro2_{ij} = \dfrac{j\text{年}i\text{国第二产业附加值}}{j\text{年}i\text{国国内生产总值}}$；$manstr_{ij}$ 为制造业技术结构，根据 i 国 j 年高技

术、中高技术、中低技术和低技术制造业附加值所占的比例加权得来，反映 i 国 j 年制造业技术水平；服务贸易进出口比率 $sertra_{ij}=\frac{j年i国服务贸易出口额}{j年i国服务贸易进口额}$，为反映服务贸易优势指标。

基于 OECD 数据，涵盖的国家有传统工业化国家、战后复苏工业化国家和新兴工业化国家[6]：美国、英国、德国、日本、韩国；时间跨度 1988-2007，共同构成面板数据。

利用布鲁斯-帕干（BP Test）检验和豪斯曼检验对模型进行诊断，诊断结果支持选择固定效应模型；我们同时利用稳健型误差消除异方差性。回归结果见表 1，工业比例对工业附加值率影响最大，工业比例每增加 1 个百分点，工业附加值率下降 0.287 个百分点；货物贸易优势有利于维持较高的工业附加值，服务贸易优势对工业附加值率产生挤压效应。制造业技术含量层次对工业附加值率的影响并不像我们预期的那样大，并且是不显著的。

比较最小二乘法、随机效应模型和固定模型估计的结果，虽然 BP 检验拒绝了混合最小二乘估计，除了稳健型标准差，最小二乘法和随即效应模型的估计结果基本上不存在差异。固定效应模型却与这两者差异非常大，随机效应和最小二乘法与固定效应法相比均高估了工业所占比例较高对工业附加值率的负的影响，说明工业占比越高的国家越倾向于具有较低的工业附加值率，所以不考虑固定效应时，参数绝对值会被高估。固定效应法估计的制造业技术结构对工业附加值率的影响也不显著，这可能主要是由于采取的样本均是工业比较发达的国家，不存在显著的倾倒效应。

表 1 工业附加值率影响因素作用计量分析

	参数估计		
工业附加值率	OLS	RE	FE
工业所占比例	-1.094*** （0.054）	-1.094*** （0.046）	-0.287*** （0.106）
制造业技术结构	0.001 （0.001）	0.001 （0.001）	0.001 （0.001）
服务贸易比率	-0.057*** （0.012）	-0.057*** （0.010）	-0.018# （0.136）
货物贸易比率	0.035*** （0.005）	0.035*** （0.006）	0.023*** （0.005）
常数项	9.515*** （1.079）	9.515*** （1.088）	4.731*** （1.192）
R-sq（Within）	0.89[a]	0.02	0.45
R-sq（Between）		0.98	0.22

[6] 比较遗憾的是，由于我国缺乏相对应的指标，比如制造业技术结构，未涵盖在分析样本中。

	0.88[b]		
R-sq（Overall）		0.89	0.22
观测值数量	86	86	86
组群		5	5

***99%水平上显著；#80%水平上显著；。[a]为 R-sq[b]为 Adj R-sq。括号内为稳健型标准差。同时考虑了时间固定效应的影响；豪斯曼检验:chi2(5)=914.32；Prob>chi2=0.0000;布鲁斯-帕干检验：chi2(1)=14.05，Prob>chi2=0.000

第二产业占较大比例，工业附加值率之所以较低，可能是因为，存在较为激烈的内部竞争，产品端和投入端均是如此，同时较大第二产业比例，也存在较大重复建设产能过剩的可能性。货物贸易优势对工业附加值率具有正的效应，一方面是因为具有了较大的外部需求市场，可以缓解国内竞争，获取较高的价格水平，另一方面，反映出生产优势，国内可以对外进行直接投资，舒缓国内投资竞争。

服务贸易优势对工业附加值的负面冲击表现在两个方面，一是国内服务业具有优势，从产业链谈判地位来看，会导致工业部分地位相对弱化（价值高的服务环节也可能从工业中分离出去），另一方面，类似国际贸易中提到的“荷兰病效应”，服务出口贸易的优势的增加，会吸引资源进入，对工业部门产生挤压效应。

我国第二产业占 GDP 的比例在比较国中是最高的，但我国服务进出口贸易比率并不高，约为 0.93，基于经验分析，我国第二产业比例过大与我国工业附加值率较低有着比较紧密地联系。

此外，我们还应该注意到一个问题，在发达国家中，虽然第二产业比例下降，但第二产业规模均有很大增长。与 1991 年相比，2007 年，韩国工业规模扩张了两倍多，英国增长了一倍多，美国也增长了一倍，德国增长了 20%左右，只有日本出现轻微的下降。

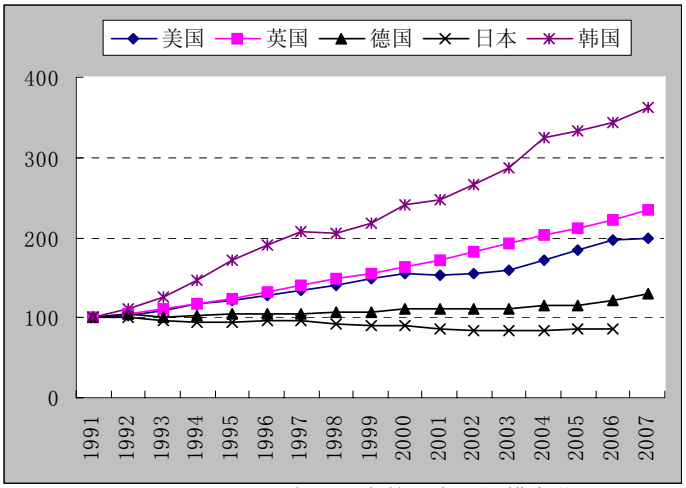


图 10 主要国家第二产业规模变化

注：增长指数，1991 年第二产业附加值为 100；数据来源：OECD

随着分工的发展，一些服务业从传统的第二产业中分离出来，比如机械租赁，若考虑分工对统计结果的影响，发达国家的第二产业比例下降并未像直接统计显示的那么明显。图 11 将机械设备租赁、研究开发、计算机及其他服务等归于工业类（OECD 统计指标中的 C71T74）对第二产业比例进行了修正。若考虑分工深化带来的统计偏差，第二产业比例的降低并不像统计上那样明显。可见即使我国想把“融合”定位于巩固“制造大国”地位，竞争压力也很大。

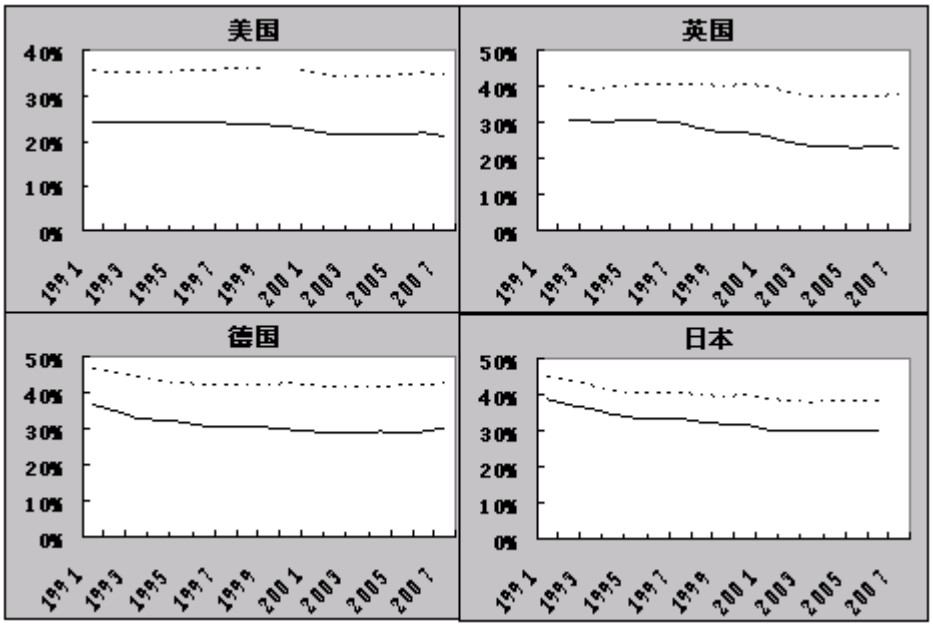


图 11 考虑分工对统计影响后的第二产业比例

数据来源：OECD

二、我国工资水平状况及增长趋势

自从我国的改革开放以来，我国制造业的劳动力成本上涨的整体幅度还是比较大的。制造业平均工资由 1978 年的 597 元上升到 2007 年的 20884 元，提高了 35 倍(见图 12)。其中扣除物价上涨因素以后，从 1978~1997 年制造业职工实际工资年均增长则不到 4.36%，但是，从 1997~2006 年,实际工资年均增长 12.3%。在 2010 年截止到目前为止，自从江苏省率先上调最低工资标准后，浙江、广东、福建、上海、天津、山西、山东等 27 个省市陆续调整最低工资标准，很多省份的调整幅度在 10%以上，甚至有省份调整幅度超过了 20%，比如宁夏回族自治区提高了 27%，北京市最低月工资上调 20%。由此可见，从 1997 年开始，我国制造业职工平均工资开始进入高速增长阶段。

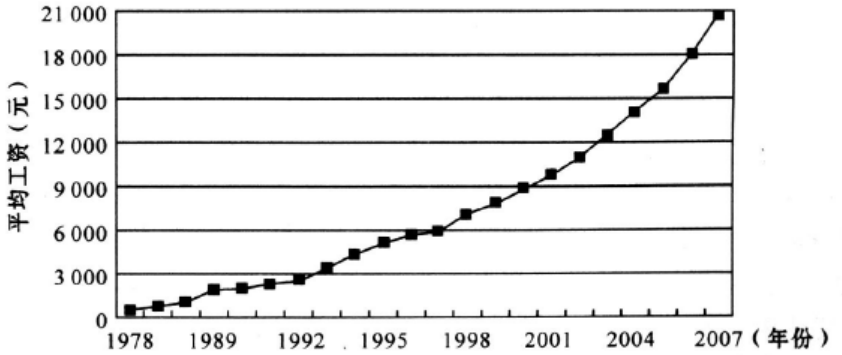


图 12 1978-2007 年全国制造业职工平均工资变化情况

资料来源：根据历年《中国统计年鉴》整理得到。

中国经济持续快速增长的时间已经超过 20 年，相当甚至高于日本从 20 世纪 50~70 年代以及亚洲“四小龙”60~80 年代的平均增长速度。这些国家和地区的劳动力成本随着经济的快速增长都发生了重大变化，劳动力成本大幅度提升。中国经济在快速增长之后，劳动力成本低的比较优势为什么还能保持呢？其主要原因是中国经济仍然是典型的二元经济结构，工业化和城市化的任务还远没有完成，农村存在 1 亿多的剩余劳动力，这形成了劳动力的无限供给，致使制造业的劳动力成本长期保持较低的水平。

但是，从近几年来看，我国低劳动力成本面临着发生变化的因素。根据均衡价格工资论，工资就是劳动力需求和供给均衡时的价格。近年来我国经济维持着 10%左右的高增长率，经济高速增长对劳动力产生旺盛的需求。但是从供给的角度看，我国近年来加大对“三农”的扶持力度，导致农民外出务工的比较收益减少和机会成本上升；再加上西部大开发以及中部崛起战略的实施，使农民外出就业有了更多的选择机会。自 2003 年底以来，我国沿海经济发达地区从珠三角开始出现了农民工短缺的所谓“民工荒”现象。珠三角地区近几年来的劳动力短缺已经成了常态，技工和普工都同样短缺。在图 13 中，我们可以看到 1978 年以来的我国人口自然增长率(出生率-死亡率)。从 1978 年至 1997 年，我国人口自然增长率都保持在 10%以上，平均为 13. 35%。但是从 1998 年以来，人口自然增长率下降到 10%以下，而且逐年下降。按照联合国的相关预测，中国劳动年龄人口从 2015 年开始在达到 10 亿之后，绝对数量从提高的趋势会转变为逐年减少。人口转变进入到一个阶段必然导致劳动力从无限供给到短缺的刘易斯转折点，这会引起工资水平的上升，我国正面临着刘易斯转折点。

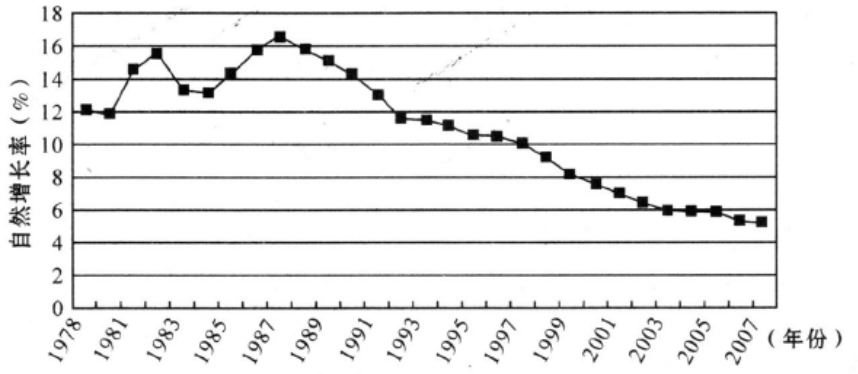


图 13 我国人口的自然增长率

资料来源：国家统计局编《中国统计年鉴(2008)》，中国统计出版社， 2008 年版。

根据新古典经济学中的边际生产力工资理论，工资水平决定于劳动力创造的边际收益即工人的边际劳动生产率。劳动者在一个没有扭曲的劳动力市场上应该获得与其边际劳动生产率相等的工资。我国的一些研究表明，我国的一些市场上的劳动力价格被过度地压低了。近年来，在政策的规范和引导下，职工工资增长是对劳动力价格扭曲的修正。2004 年初，我国劳动保障部颁布新的《最低工资规定》，明确各地区最低工资标准每两年至少调整一次，以确保最低工资标准与经济发展水平相适应。在这里，以珠三角地区企业职工为例，说明最低工资标准的变化（见表 2）。广东从 1994 年建立最低工资保障制度以来，到 2008 年已经八次调整最低工资标准。此外，《中华人民共和国劳动合同法》强调保护劳动者合法权益，大大提高违法用工成本，对我国的低劳动力成本现状产生了很大的影响。

表 2 珠三角地区企业职工的最低工资标准

调整时间	适用地区	2002 年 11 月	2004 年 12 月	2006 年 9 月	2008 年 4 月	2010 年 5 月
一类	广州	510 元	684 元	780 元	860 元	1030 元
二类	珠海、佛山、东莞、中山	450 元	574 元	690 元	770 元	920 元
三类	汕头、惠州、江门	400 元	494 元	600 元	670 元	810 元

2010 年以来的我国国内工资水平的上涨，主要依据是 2004 年 3 月 1 日起施行的《最低工资规定》。该规定要求中国各地最低工资标准每两年至少调整一次。但在 2008 年的金融危机中，中国出口严重受挫，经济面临巨大压力，为了应对金融危机，当时中国政府决定将 2008 年的工资上涨计划推迟。现在中国应对金融危机成绩显著，并且全球经济形势也趋于稳定，最近的工资开始上调。虽然中国的工资水平上调了，而且幅度也不小，但是同国际水平相比，中国的工资水平仍然很低，因此中国并不会因新一轮的工资上涨而丧失低劳动力成本优势。根据美国劳动统计局 2009 年 4 月发行的《劳动评论月刊》的数据，2006 年中国劳动力每小时的工资为 0.81 美元，仅为美国同期劳动力每小时工资水平的 2.7%，日

本的 3.4%，欧盟的 2.2%。尽管 2006 年的数据显得有些过时，但是中国和发达国家劳动成本之间存在着巨大鸿沟，这是显而易见的事实。即便中国再次上调工资，也很难提到发达国家的劳动力成本。目前中国的个人收入仅占 GDP 的 40%，远远低于国际水平，同时比 2000 年 51%的比例还要低 10 个百分点。

此外，国内有关分析指出，这次工资上调的大背景是中国整体生产力的提高。根据世界银行的数据，自 1990 年以来，中国制造业的生产力年增长率保持在 10%到 15%之间，但生产力的增长并没有完全真实地体现在工人的工资收入里。这表明中国单位劳动力成本增加缓慢，也意味着这次工资上调不会削弱中国廉价劳动力的竞争力。在考察这次工资上调对中国竞争力影响的时候，我们还应考虑到中国所具有的优势，如巨大的生产规模，完善的基础设施，强大的泛亚洲物流链，以及近期采用的最为先进的生产技术。在这些非常重要的领域，中国并没有丧失自己的优势。

劳动力工资上涨虽然在一定程度上提高了企业成本，但不会是出口企业绩效的主要影响因素，徐晓红检验了这个推论。随机抽取 15 家制造业出口上市企业，从企业发布的财务报表中，获取 2007—2008 年主营业务利润、主营业务收入、主营业务成本、应付工资等数据。以主营业务利润增长率 Y 为被解释变量，主营业务收入增长率 X1、应付工资变动率 X2 为解释变量以及扣除了应付工资的主营业务成本的变动率为解释变量 X3，构建方程如下：

$$Y = \beta 0 + \beta 1 X1 + \beta 2 X2 + \beta 3 X3$$

式中 X1 表征未扣除成本的总收入变量；X2 表征人工成本变量；X3 表征原材料成本变量，因为企业财务报表显示固定资产折旧为 0，即便固定资产折旧不为 0，也是一个相对固定的数量，因此，X3 的变动主要体现原材料成本的变动。采用 OLS 法对方程进行参数估计，估计结果通过了所有统计检验(括号中为 t 统计量)，结果如下：

$$Y = -0.015 + 2.683 X1 + 0.282 X2 - 1.664 X3$$
$$(3.15) \quad (1.62) \quad (-1.99)$$
$$F=12.79; \quad DW=2.35; \quad SE=0.26$$

根据方程可知，所有解释变量中，人工成本变动对利润的影响最小，仅为 0.282，而原材料成本变动对利润的影响达 1.664。这一结论与《证券时报》2008 年 4 月对 30 家上市公司的调查结果一致：有 28 家上市公司认为，原材料成本是公司在近年来经营活动成本支出中上升最快的，占比超过 90%。实证的结果验证了推论：制造业劳动力成本上升对出口企业绩效产生的影响甚微。另外，《证券时报》的调查还表明，次贷危机、信贷紧缩以及人民币升值的宏观环境是出口企业绩效更

重要的影响因素。

三、我国低工资水平对产业升级的影响

1．产业企业赢利依赖低工资导致研发投资不足与创新不足

产业企业会对廉价劳动力产生过度依赖，长期来看，低劳动力成本会严重制约产业结构升级。劳动力工资水平低会使得相对劳动力而言资本的价格显得更加昂贵，那么企业对廉价劳动力这一资源进行过度使用，而不愿意投资新设备和新技术。如果提高工资水平，则使得资本要素的相对价格降低，那么进行技术改进和设备更新的相对成本就会下降，从而有利于促进企业加大设备投资和技术改进的力度。在劳动力成本上升方面，日本的经验非常值得借鉴。日本在 20 世纪 60 年代初调整战略，走高工资、高生产率的道路。高工资逼着日本企业增加技术含量和提高劳动生产率，从而实现产业结构升级。

由于我国多数产业和企业长期以来依赖低劳动成本进行赢利，致使我国国家研发支出和企业研发支出均与发达国家存在不小差距。如图 14 所示，2007 年，我国研发支出占 GDP 的 1.59%，低于韩、英、美、日、德等国，也低于 OECD 平均水平（2.29）。韩国研发支出占比最高，为 3.47%。

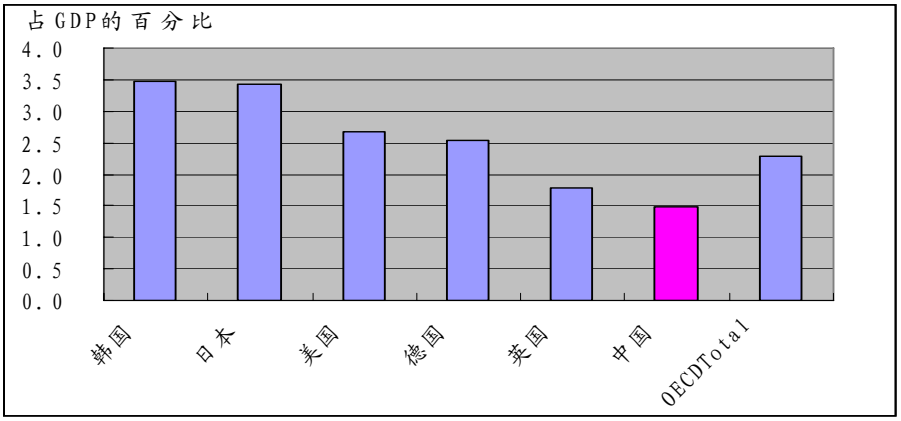


图 14 我国与美英韩等国研发投入力度比较

数据来源：Science and technology，OECD 2009

我国的一些科技顶尖企业研发投入量和投入密度上也与国外顶尖企业存在较大差距，比如思科研发投入约为 27 亿美元，华为是我国最重视研发的企业，2006 年实际投入为 8.5 亿美元；研发密度也处于中下游。我国电子百强企业研发总投资 2007 年为 480 亿元，而研发投入排名全球第三的三星电子一家就有 60.04 亿美元。比如，图 15 中的 ICT 企业投入力度和研发密度，我国在薄弱的基础之上仍与有关国家存在较大差距。

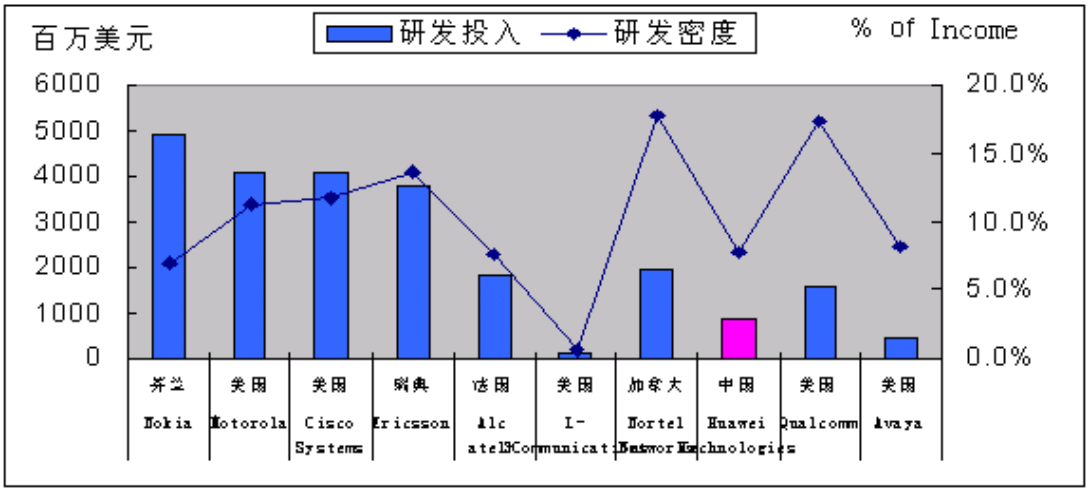


图 15 ICT 企业投入力度和研发密度

数据来源：Information Technology Outlook，OECD 2008

The Economist 信息部根据“创新产出”和“创新投入”两个指标对世界各国的创新能力进行了排序。创新产出指标综合考虑了专利数量和人口因素，创新投入包括两方面的内容：一是直接创新投入，比如研发投入、研发基础设施质量、劳动力教育水平、宽带普及率等；另一方面是创新环境，包括市场环境、市场机会、对外开放程度、税收融资及其他基础设施等。

表 3 The Economist 信息部创新指数

创新产出	创新投入	
综合考虑专利数量和人口	**直接创新投入（Weight1=0.75）**	**创新环境（Weight2=0.25）**
专利数量	研发投入在GDP中所占比例	政治环境
欧洲专利局（EPO）	当地研发基础设施质量	市场机会
日本专利局（JPO）	劳动力教育水平	对于外国投资的政策
美国专利和商标局（USPTO）	劳动力教技能水平	对外贸易和汇率管制
人口	信息技术和通信基础设施的品质	税收
	宽带普及率	融资
		劳动力市场
		其他基础设施

如图 16，从指数上来看，我国创新绩效和创新驱动指数远低于日美德英韩，在金砖四国中也处于中下游：低于俄罗斯和巴西；创新驱动指数类似。但我国创新驱动指数高于创新绩效指数，存在创新改善潜力。

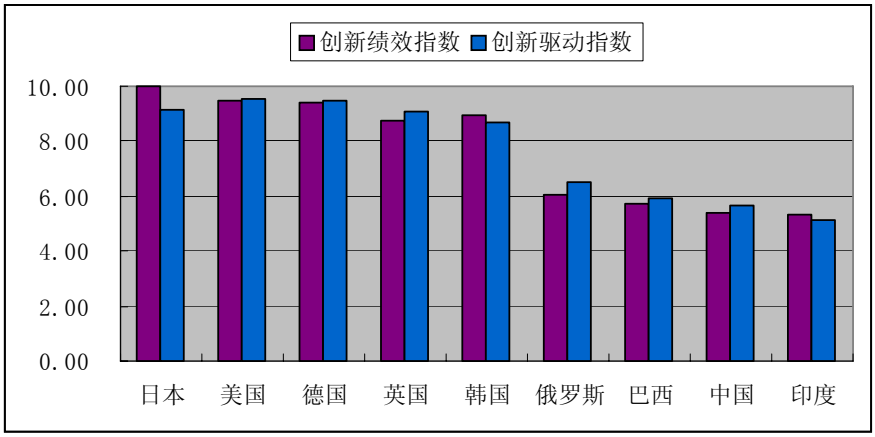


图 16 世界主要国家创新指数比较

数据来源：The Economist，2009

从排名上看，我国创新绩效排名 54 位，创新驱动力排名在 50 位，在印度之前，而排在俄罗斯、巴西之后（见图 17）。

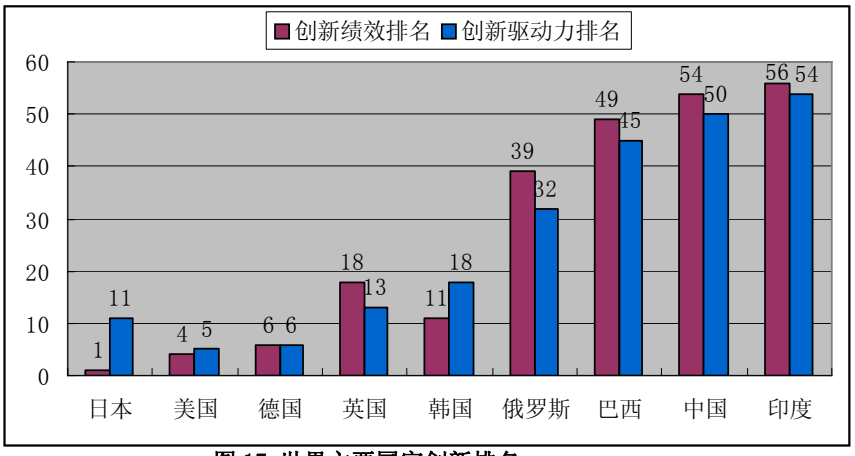


图 17 世界主要国家创新排名

数据来源：The Economist，2009

我国研发投入持续上升，创新指数上升最快，已比两年前上升了 5 位，印度前进了 2 位，而巴西和俄罗斯分别下降了 1 位和 2 位。但与我国庞大的工业和产业规模和大规模推进产业升级所产生的创新需要相比，仍存在很大的差距。

我国对科研已经非常重视，研发投入逐年快速增加，但由于起始水平较低，尚远不能满足国际竞争和自主创新需要；要建立长期竞争力，必须培育较强的自服务供给能力。目前，我国财政收入状况和外汇储备充实，具备加大研发投入力度的条件，建议大幅提升研发投入力度。

表 4 国有企业实力排名居前，创新排名落后于民营企业

测评单位	中国企业家协会	国家信息化测评中心	美国《Fast Company》杂志
测评名称	2009 中国企业 500 强	2008 年企业信息化 500 强	2009 年度创新企业 50 强
国有企业	331（66.2%）		0
民营企业	72（14.4%）	84 家（16.8%）	深圳比亚迪、无锡药明康德

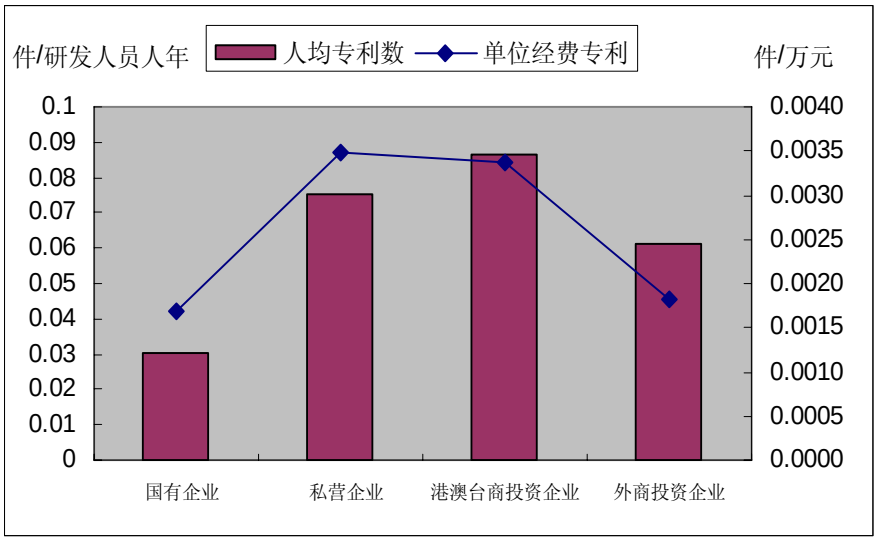


图 18 国有企业研发效率低于私营企业
数据来源：中国经济统计年鉴,2008

在研发创新方面，国有企业和私营企业应有所分工。国有企业资金雄厚、具有人才优势，作为国民经济的主体，应承担通用型、基础型技术研发任务，但由于其机制原因，存在创新效率低下的问题，应加强对其研发效果的考核，国家也可委托自主创新能力突出的私营企业承担类似任务；私营企业市场敏感性高，机制灵活，创新激励强，创新效率高，应委托其承担较多的应用型创新任务。

2．劳动密集型经济活动的较多发展弱化了我国高技术产业的发展，以至于存在较高的外部依赖

虽然我国高技术产品出口快速增长，但外资所占比例较大，而且逐年上升。在某些领域，我国高度重视高科技产业发展水平和出口，也实现了较快增长，但从结构上看，从 1996 年到 2008 年，外资企业（外商独资、中外合作、中外合资）的比例持续上升，国有企业的比例持续下降。外资企业的比重超过 80%。2008 年外商独资企业的出口比重高达 67.59%。同时，在整个国民经济当中中，由于多个产业和企业注重发展劳动密集型产业和产品，致使整个社会经济体系中技术发展的动力和实际投资不足。

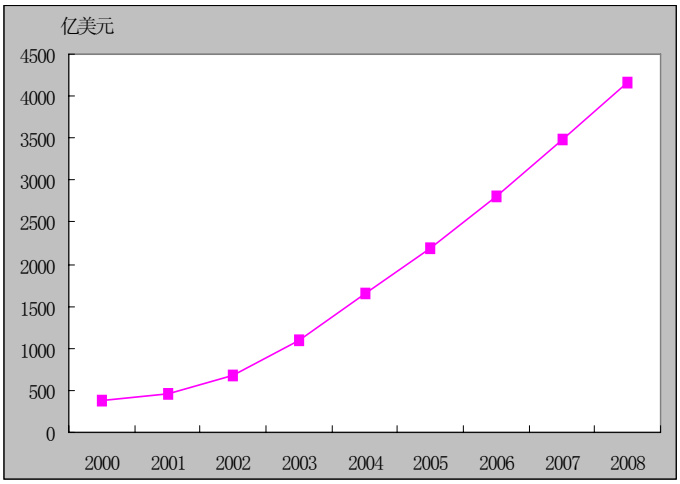


图 19 我国高科技产品出口快速增长

数据来源：中国科技部

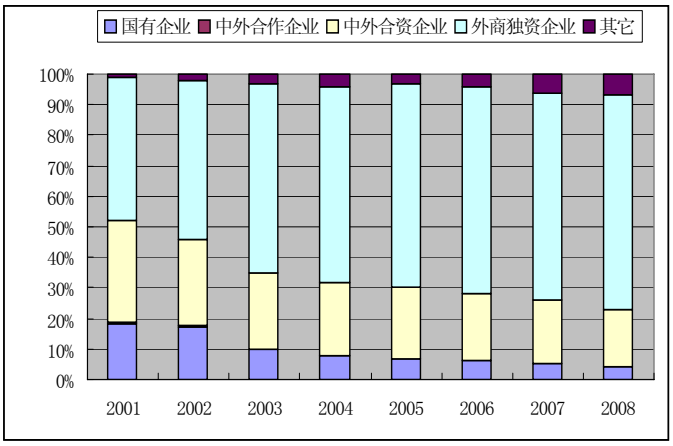


图 20 我国国有企业高科技产品所占比例逐渐减少

数据来源：中国科技部

3．基于低劳动力成本的“世界工厂”使我国多数行业处于国际分工低端

在国际分工中，我国处于低端，对高端存在较强的外部依赖性，承担生产制造和“消费”角色。比如，我国汽车产量已居世界第二位，但最盈利部分之一的汽车行业零部件生产和提供仍被跨国企业所控制。截至 2007 年底，世界 100 强汽车零部件企业中 70%在中国设厂，在中国投资零部件企业高达 1200 家。发动机控制代码技术完全由跨国企业垄断，如博世 60%、德尔福 30%。

表 5 国际分工类型及我国在国际分工中的地位

价值链类型	代表性产品或行业	控制方式	跨国公司与我国企业的分工
技术驱动	半导体行业	内部化（基于股权控制）	技术优势保留在跨国公司内部；我国等低工资国家承担劳动密集型的装配和测试任务。
生产驱动	汽车行业	混合（基于股权和非股权控制）	发达国家提供品牌、制造工艺和设备；我国提供低成本劳动力、优良的投资环境和广阔的市场。
市场营销驱动	服装行业	外部化（基于非股权控制）	跨国公司负责服装的设计和营销；我国承担产品的技术实现和生产环节。

服务驱动	软件行业	内部化 （基于股权控制）	跨国公司设立子公司； 我们承担部分服务外包。

根据要素禀赋论，各国生产自己具有优势的产品与他国交换。但是这种以互通有无为目的的国际贸易已很少，甚至不复存在，国际市场越来越倾向于以需求为导向的生产。从需求结构来判断，劳动密集型产品日趋饱和,而国际消费需求结构、投资需求结构已经向更高层次转换。目前我国经济发展仍然主要是依靠劳动力成本优势,产品的技术含量以及贡献率一直很低。在当今的国际市场上,出口的劳动密集型产品需求弹性小、附加值低，利润率较低，缺乏国际竞争力。如图21,在“微笑曲线”中，从研发设计到生产制造再到售后服务,产品的各个业务工序按附加值的高低进行排列。在许多产业中,生产过程的不同阶段利润水平不同,即上游和下游的利润高,中游的利润低,中国的加工贸易就位于这条曲线的中游部分,即利润和附加值最低的环节。中国和多数发展中国家的加工贸易优势都是由于廉价的劳动力,因此发展中国家在这个生产阶段存在激烈的竞争。随着竞争的加剧，利润会越来越少，微笑曲线也会因此变得越来越陡峭，如图中的细线部分。这将导致发展中国家的劳动力价格与发达国家先进技术的价格相比越来越低,导致贸易条件不断恶化,致使这些国家和地区的经济陷入“贫困化增长”，技术水平和资本效率与发达国家相比也越来越低。

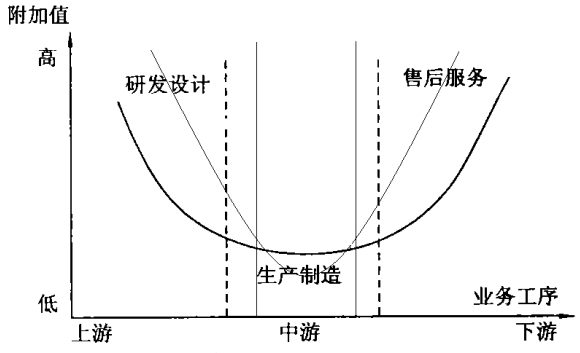


图 21 微笑曲线及动态变化

4．低劳动力成本致使产业提高效率的动力不足

劳动力成本的比较优势不能仅仅看绝对的劳动力成本，应该是劳动力成本和劳动生产率二者的综合体现。也就是说，比较了劳动生产率后的相对劳动力成本才更具有可比性。目前我国制造业绝对劳动力成本处于较低位置，但考虑劳动生产率后的相对劳动力成本却并不低。根据联合国 2002 年贸易和发展报告(见表 6)，我国的工资水平只有美国的 2.1%，日本的 3. 35%，韩国的 7. 78%，但是劳动生产率也只有它们的 2. 7%、3. 98%、6. 15%，经过计算之后，我国的相对劳动力成本是美国的 76. 9%、日本的 83. 8%、韩国的 125%。虽然最近几年劳动生产率的

增长速度高于工资的增长速度，这在一定程度上导致了相对劳动力成本下降；但是总的来说并不能改变我国相对劳动力成本较高的状况。

我国的低劳动力成本，允许劳动生产率低的经济活动也能赢利，使很多低劳动生产率的经济环节缺乏提升效率的动机，劳动力的低工资掩盖了低效率。一些效率相对较高的经济活动，也缺乏进一步提升效率的动机，因为依靠低工资也能够寻求到足够高的利润。结果是很多企业不是想法设法提升效率，而是想法设法降低工人工资。

表 6　我国与世界各国劳动力成本比较

	工资率（A）	劳动生产率（B）	相对劳动力成本（A/B×100）
美国	100．0	100．0	100．0
日本	62．6	67．8	92．3
韩国	27．0	43．9	61．5
菲律宾	8．6	15．9	53．8
印度尼西亚	4．6	6．6	69．2
印度	3．1	2．9	107．7
中国	2．1	2．7	76．9

资料来源：:联合国贸发组织,Trade and Development Report, 2002。

影响劳动生产率的因素还有很多方面，由“农民工”为主的中国制造业工人队伍由于没有受过职业技术教育，也会影响劳动生产率的提高。从产业集中度来说，因为我国的劳动力成本很低，就使得我国的制造业企业即使在没有规模经济效应的情况下仍然有很大的赢利空间，这样我国的制造企业就没有扩大企业规模、追求规模经济效应的内在动力，导致我国的制造产业集中度都很低。由于中国制造业工人的低工资，企业在不注重研发投入的情况下，也可以利用人工成本的极其低廉而走低价格营销的路线，同样获利，所以中国制造业 R&D 投入比例也往往不高。低的工资水平使得我国制造业企业可以拥有成本优势，但是由于带来其它危害，实际上我国的制造业竞争力并不强。

5．长期低工资水平遏制工人整体素质提升。

我国的长期低工资水平遏制了我国工人队伍的整体素质提高。劳动力价格长期过低，至少导致两个方面的严重后果，一是会使劳动者收入始终无法提高，而低收入便是劳动者无法对自己和自己的下一代进行人力资本投资，继而又使得下一代的劳动力素质无法提高，不仅仅自身或者当代的劳动者不具备有利的条件改善劳动者素养，而且会妨碍下一代，长期形成恶性循环；二是致使具有高劳动技能的人员到外企工作，甚至流到海外就业。这样以来我国工人的劳动素养提升就面临着很大的障碍。

四、工资水平上升对产业升级的作用机制

与世界经济发达国家相比，我国长期的低工资水平，对我国的产业结构和层级带来了较大的负面影响。对于一个国家，初始工资处于较低的水平，对工资提升一定的幅度，会有利于该国产业结构和层级的改善与提升。工资水平的提升通过三大机制（拉动机制、推动机制与关联机制）对产业升级产生作用。

1．拉动机制

拉动机制就是指，工资水平上涨通过需求因素对产业结构和层级产生作用的机制。当工资水平上涨时，如果物价水平保持不变，就会增加消费者的实际收入，购买力会随之增强，购买力的增强会对产品的需求引起两个方面的变化：一是需求总量会增加，二是需求结构会变化。需求总量的增加会带动产业规模的增加，产业规模的增加会带动规模经济、产出效率、投资规模等一系列的变动；而需求结构的变化会引起产业发生变化。不同的经济发展阶段，所引起的需求结构变化是不同的。而对于处于工业化时期的国家，购买力增强引起的需求结构变化往往会减少或保持农产品工业产品的消费，而增加或者边际增加服务休闲等第三产业性质的消费，这些变化会拉动产业结构升级。

陈建平研究指出，从消费需求的角度讲，一个国家或地区经济发展中产业结构的变动，总表现为商品需求结构的变动。也就是说，产业结构的变动、调整总是受商品需求结构所驱动，且产业结构的均衡与非均衡主要就是商品供给、需求结构之间的均衡与非均衡。从这个层面来说，忽视了对商品需求结构的研究，就无法准确判断产业结构是否达到均衡，也就无法把握产业结构的演进趋势。进一步地，消费需求是可支配收入的函数，工资又是可支配收入的核心构成，即需求结构的变动很大程度上取决于工资水平的变动。所以，工资水平及其差异、商品需求结构、产业结构之间存在着一种相互传导和影响的内在关系链。工资水平及其差异，通过对商品需求结构的作用，使商品的供给结构发生变动，进而影响经济结构的均衡与非均衡。在市场经济中，社会的需求结构总是表现为居民有支付能力的需求结构，只有拥有支付能力的社会需求才对经济运行和发展起作用以及产生影响。毫无疑问，对社会中的每一家庭或个人来说，决定其商品需求层次和结构的主要是工资收入的多少及其工资水平的未来变动趋势。当居民实际工资水平较低时，其支付能力较弱，相应地其商品需求量不仅比较小，而且其商品需求结构主要倾向于满足其基本的生活需要。反之，当居民实际工资水平较高时，其支付能力较强，相应地其需求层次和结构重心会更倾向于中高档商品。伴随实际工资水平的提高，居民商品需求结构将日益复杂化、高度化;而在商品需求结构

的驱动下，供给结构或产业结构也将随之不断地复杂化、高度化。

英国经济学家科林·克拉克(1940) 提出了著名的“配第——克拉克定理”，揭示了劳动力在三次产业间分布结构变化的一般趋势。克拉克对于这一趋势的解释不是威廉·配第的“相对收入差异”,而是将其归因于需求因素和效率因素，“随着人均收入的增加，很明显，对农产品的相对需求在下降，而对制造品的相对需求开始上升然后下降，而让位于服务业”。美国经济学家西蒙·库兹涅茨(1971)对上述定理进行了实证分析后指出，国内需求结构是影响产业结构变动的三个方面之一，并提出了工资水平对产业结构高级化影响的“人均收入增加——消费构成变化——产业结构变化”路径。H·钱纳里、S·鲁滨逊、M·赛尔奎因(1986)运用多国模型模拟收入水平提高的作用，该模型表明经济结构的变化取决于两类主要因素的演化，即总需求的水平(或人均收入)和要素供给(资本、劳动技能和人均自然资源)的结构。同时，劳动力成本的增加会引发资本对劳动的直接替代，使得商品中间使用量增加，经济结构发生变化。

2．推动机制

推动是指工资水平上升增加企业的劳动力成本而对产业产生作用的机制。工资水平上涨，企业支付的劳动力成本也随之上涨，也即是说，工资上涨不一定增加企业的产出效率，但一定增加企业的成本。企业成本的增加，会降低原来的利润率；对于低利润率的企业，可能会出现亏损。劳动力成本引起企业成本的增加对企业利润的冲减可能会带来两个有利的变化，一是淘汰低效率的企业，而那些效率较高的企业才能生存和发展；二是低效率企业为了不被淘汰和高效率企业为了维护原来的利润目标，都会采取措施提高效率。怎么才能提高效率实现目标利润呢？当降低工资水平不可行时，企业就会被推着去依靠技术、依靠创新、依靠管理等方式来增加效率和实现利润。很显然，推动机制是促进产业升级的一个很重要的机制。

众所周知，劳动力是企业的一个基本的投入要素，而工资是劳动的价格，那么工资水平的变动将影响劳动力的供给和需求。如果提升一般劳动者的工资水平，将会抑制企业对一般劳动力的需求，促使企业使用先进的机器设备去替代劳动力，这会限制劳动密集型企业的发展，而促进资本密集型企业的发展，有利提升产业中的资本密集程度；如果提升科技人才和经营管理者的工资水平，将激励更多的人通过大专院校学习或参加培训提高技术知识和管理技能，有利于改善和提高人力资源禀赋，为产业高级化奠定人力资本基础。

我国学者对工资水平的高低影响劳动成本优势进而影响产业结构高级化做

了一些研究，但是研究结论不尽相同。林毅夫、蔡昉、李周(1999)认为，我国拥有大量工资水平低的劳动力，这是我国发展经济的比较优势，所以应该充分发挥工资水平低这一比较优势来促进我国经济增长。王珺(2000)认为，如果无视我国大量存在的低工资水平的劳动力，而片面地发展资本、技术密集型产业，无异于以己之短，克敌之强。李剑阁(2005)指出，考虑到企业的承受能力，如果大幅度提高工资水平，可能会引起产业的国际转移，造成大量失业。而吕政(2003)则认为，由于产业结构上的差距等原因，中国制造业劳动力成本低的比较优势在很大程度上被抵消了，因此他提出应逐步提高制造业工资水平。徐佳宾(2005)分析了我国产业分工低端劳动力资源数量过剩和产业分工高端劳动力资源数量不足的问题，提出面对我国产业分工水平提升的要求，应该依靠高效率来克服高成本，形成新的劳动成本优势。

3．关联机制

关联机制是指工资水平上升，除了会影响需求因素和劳动力成本供给因素之外，还会影响其它一些因素，进而对产业产生作用的机制。工资作为经济系统中的一个变量，其发生变化会引起很多因素发生变化，有些因素受影响程度大，有些因素受影响程度小，有些是短期变化，有些是长期变化。比如，工资水平上升提高了劳动者的收入水平，那么劳动者可能把更多的收入投入到自身教育或者下一代儿女的教育当中去，这无疑会提高短期的人力资本水平，也会提高长期的人力资本水平。劳动者的收入因工资提升而有了保障，这会引起一些劳动者减少挣必需费用的劳动时间，而增加钻研问题的时间，这将有利于社会的创新思潮的发展，有利于促进科技创新和管理变革；劳动者也可能缩短工作时间，而增加旅游休闲等消费时间，引起产业结构的变化。从管理理论来看，劳动者的工资水平提高，也有利于改善劳动者的工作心态和组织气氛，有利于提高产出效率。

对于工资水平提升幅度的问题上，大家认为，我国工资水平的提升幅度控制在合理的范围之内，将会对产业升级起到积极的作用，如果提高的幅度过大，会导致多数企业难以承担，反而会伤害产业的发展和升级。我国应积极地合理地提升低收入劳动者的工资水平，发挥工资水平变动对产业发展和升级的积极作用。

五、基本结论与政策建议

根据上面的分析，得出以下几个基本结论：

1．与英美等发达国家和新兴工业化国家韩国相比，我国的产业发展和产业结构演变表现出较大的“异常”，第二产业比例高，第三产业比例低，第二产业的工业附加值率很低；为了提升产业竞争力，我国还需要大力度的产业发展和产

业升级。出现这种情况有很多因素，而工资水平和劳动力成本是其中的重要因素之一。

2．从1997年开始，我国制造业职工平均工资已经进入较快增长阶段，在未来一段时期仍将继续延续工资上涨趋势。该判断的主要依据是：从1997~2006年，实我国制造业职工际工资年均增长12．3%；在2010年我国至少27个省市陆续调整最低工资标准，很多省份的调整幅度在 10%以上，甚至有省份调整幅度超过了20%；人口自然增长率从1998年以来下降到10%以下，而且逐年下降；按照联合国的相关预测，中国劳动年龄人口从2015年开始在达到10亿之后，绝对数量从提高的趋势会转变为逐年减少；人口转变进入到一个阶段必然导致劳动力从无限供给到短缺的刘易斯转折点。

3．虽然中国的工资水平上调了，而且幅度也不小，但是同国际水平相比，中国的工资水平仍然很低，因此中国并不会因新一轮的工资上涨而丧失低劳动力成本优势。实证结果也显示，劳动力成本的变动并不是影响中国出口企业国际竞争力的重要因素。

4．我国长期的低工资水平和低劳动力成本妨碍了技术进步和产业升级。产业企业赢利依赖低工资导致研发投资不足与创新不足；劳动密集型经济活动的较多发展弱化了我国高技术产业的发展，以至于存在较高的外部依赖；基于低劳动力成本的“世界工厂”使我国多数行业处于国际分工低端；低劳动力成本致使产业提高效率的动力不足；长期低工资水平遏制工人整体素质提升；等等。

5．我国工资水平和劳动力成本的适度提升，将会通过拉动机制、推动机制和关联机制促进我国的产业升级，提升我国产业和企业的劳动生产率和国际竞争力。用工成本的提升，将扭转我国产业企业过度依赖低劳动力成本进行赢利的模式，促进它们加大研发投资，重视技术进步，提高产品的附加值，注重扩大产业规模和产业集中度，提升产业运营效率，并有利于改变在国际分工体系和全球产业链条中的被动地位。

根据上面的分析和基本结论，提出如下的政策建议：

1．确定出“合适时间进度、合适提高幅度”计划来提高产业工人工资水平，并改善劳动环境与生产条件，提高劳动标准。

一方面，劳动收入的提高可以增强普通工人的经济支付能力，扩大需求，这样可通过增强需求拉动来对产业升级和产业结构升级形成拉动力。另一方面，我国很多产业企业的劳动环境和生产条件比较恶劣，不仅给作业人员的身体和精神

带来极大的伤害，也给经济效率和经济安全带来伤害，我国目前生产作业事故不断发生，就说明了这一点。通过工资水平的提高和劳动环境的改善，不仅能够提高和保障劳动者的物质福利和生活水平，还能够激发劳动者的生产积极性，促进企业生产效率的提高。

2．通过提升工资水平，吸引“技工型”劳动者，并促进普通工人的技术性培训。

根据有关研究，“技工短缺”已经成为当前劳动密集型企业共同面临的问题。“技工悖论”表明，由于技术熟练工的劳动工资较低以及传统观念的影响，大部分学生不愿意做技术工人，导致技术熟练工人的缺乏。提高“技工型”劳动者的工资水平，有利于吸引更多的受过良好教育的人员转变为技术熟练工人。此外，我国比较重视高等教育，导致初等教育和职业技术教育不足，致使我国的“技工型”劳动者相对比较匮乏， 我国应加强初等教育和职业技术教育，以及对在岗工人进行技术性培训，依此来提升我国普通工人的劳动素质和技能。

3．切实发挥工资保障政策的实际作用，尤其要充分发挥最低工资政策的作用。

经过改革开放等经济举措的实施，我国经济的市场化程度在不断提高，市场的作用不断加强，但是，我国劳动报酬决定的市场化程度相对较低。我国很多用工报酬和工资福利不能反映市场的情况，而是由雇佣单位来确定，导致直接和间接压低工人报酬的现象大量存在。在市场机制不能充分发挥作用的情况下，没有政府的合理治理和必要治理，工人的报酬与工人的付出之间必然会出现严重的扭曲。

到目前为止，最低工资保障制度已在我国的各个省、自治区、直辖市全面建立。我国需要督促各级政府贯彻落实国家的最低工资政策，并加强对企业的检查力度，对那些以损害劳动者利益为获取利益手段的不法行为进行严加处理，真正保障我国工人的最低物质权益。

4．构建实效的治理和协商机制来提高普通工人的谈判能力，并逐步建立有调控的工资市场化决定机制，平衡和制约劳资双方的利益关系。

在我国，虽然工人们有自己的组织“工会”，但是由于多种因素，工会不能发挥维护工人权益的作用，甚至成为资本利益的维护者，反过来伤害工人的利益。工人和资本进行有效谈判的渠道几乎没有，申述的渠道也不存在。我国应构建有实效的治理和协商机制来提高普通工人的谈判能力，让工人有渠道有机会维护自

身的合法权益。此外，从长期来看，政府应逐步建立政府宏观调控下的工资市场化决定机制，使工资能相对准确地反映劳动力供需状况、工作岗位要求、劳动者的付出和产出、社会生活水平要求等情况，形成规范、合理、有效的劳务市场。

5．转变我国产业和企业的赢利模式和竞争优势来源，脱离过分依赖低劳动力成本赢利，转向研发投资、技术进步、管理创新和自有品牌的赢利模式和竞争优势。

这是我国产业和企业的出路之所在。面对越来越激烈的国际竞争，面对越来越依靠技术和管理来获取利润的国际竞争，如果我国产业和企业仍一直执迷于长期以来的低廉劳动力、甚至过分压榨劳动力来获得利润，它们就会越来越处于微笑曲线的下端，而且它们所面对的微笑曲线也会越来越陡峭。我国的产业企业只有重视研发投资、技术进步、管理创新和自有品牌，才能够有成效地促使我国的产业从“低工资、低劳动力素质、低生产效率、低技术含量、低产品附加值、低产业层级”转向“高工资、高劳动力素质、高生产效率、高技术含量、高产品附加值、高产业层级”。

参考文献：

1、陈建平，工业化进程中工资水平对产业升级影响的研究，中共杭州市委党校学报，2006 年第 4 期。

2、殷庆坎，工资水平对产业结构高级化作用机制的理论评述，资料通讯，2007 年第7、8 期。

3、秦丽娟，从工资成本角度论中国制造业的产业竞争力，学术探讨，2008 年第 7 期。

4、辛冲、石春生、陈湘锋，劳动力成本与产业结构升级，改革与战略，2008 年第 3 期。

5、张亚萍，论中国制造业产业升级中劳动力成本的优势变迁，沈阳工程学院学报，2006 年 4 月。

6、魏满霞，论珠三角制造业劳动力成本上升及其对产业结构的影响，广东财经职业学院学报，2009 年 2 月。

7、孙军、高彦彦，全球产业链、区域工资差异与产业升级———对长三角和珠三角产业发展模式的一个比较研究，当代经济科学，2010 年 5 月。

8、陈洪，我国珠三角产业升级面临的难点及政策选择，宏观经济管理， 2008 年 5 月。

9、曾世宏、郑江淮，低人力资本回报能否驱动产业结构演化升级，财经科学，2009 年 6 月。

10、徐晓红，市场化、全球化与劳动力工资不平等增长———基于第二产业的实证研究，经济问题，2009 年第 3 期。

11、HashimotoM. Firm-specific human capital as a shared investment [J]. American Economic Review 1981, 71(3): 475-490.

12、Caselli F, Coleman IIW J. Cross-country technology diffusion: the case of computers[J]. American Economic Review, 2001, 91 (2): 328-335.

13、Rodriguez-Clare A, Multinationals, linkages, and economic development[J]. American Economic Review, 1996, 86(4): 852-873.

14、KokkoA. Technology, marketcharacteristics and spillovers[J]. Journal of Development Economics, 1994, 43(2): 279-293.

15、AcemogluD. Training and innovation in an imperfect labormarket[J]. Review of Economic Studies, 1997, 64(3): 445-464.

16、Seguino S·Is More Mobility Good Firm Mobility and the Low Wage Low Productivity Trap[J] ·Structural Change and Economic Dynamics,2007,(18):27-51.

分报告 5：

劳动力成本提高下的贸易结构转换

内容提要：本文主要就劳动力成本上升对我国对外贸易竞争力和贸易结构的影响进行分析。分析的结论表明，从我国出口的外部需求基础、贸易互补性优势、单位劳动成本的国际比较以及我国内部劳动力成本的区域差异来看，虽然劳动力成本的上升可能会在一定程度上影响我国某一行业的比较优势，但不会从根本上限制我国制成品贸易的发展空间。同时，从国际经验来看，如果劳动力成本的上升主要来源于市场力量，那么伴随着劳动力成本的上升，那些技术水平较高、规模报酬递增特征明显、产业盈利能力较强、出口集中度较小的产业在总的对外贸易出口中的比重将有所增加。这一点，突出的反映在纺织和服装制造业等低端劳动密集型产业，以及机械设备和电器设备制造业等高技术水平的制造业行业上。伴随着劳动力成本的上升，我国在纺织和服装制造业等行业上的比较优势将受到较大影响，而机械设备和电器设备制造业等行业的比较优势将得到进一步巩固。同时，从我国出口的地区结构看，伴随着我国劳动力成本的上升，美国、德国和法国等欧洲国家的高端产品出口地位将得到强化和巩固，印度则成为我国潜在的市场出口大国。在这样的背景下，我国的未来政策取向应该在以下几个方面有所侧重：一是强调市场机制的完善；二是审慎地、有步骤、有规划地推动我国制造业产业的梯度转移；三是在稳固美国和欧洲市场的同时，积极开拓印度市场。

一、引言

从 2004 年开始，我国东南沿海地区开始出现了不同程度的民工短缺现象。时至今日，这种现象不仅未能从根本上得以缓解，甚至还有从东部沿海地区向内部地区蔓延的趋势。与此相对应，在我国的民工荒反复出现的同时，我国的劳动力成本也呈现不断上升之势，突出地反映在劳动报酬和最低工资标准的大幅提高上。在 1991-2009 年期间，我国制造业部门的平均工资增长速度高达 14.7%，而最低工资标准也不断大幅上调。2010 年，在青海宣布于 9 月 1 日上调最低工资标准后，我国已有 27 个省市陆续调整了最低工资标准，且调整幅度大多在 10%以上。

伴随着我国劳工短缺现象的出现以及劳动力成本的不断上涨，对中国二元经济“刘易斯拐点”的争论也开始不断出现。从结论上看，虽然不同的学者对“刘易斯拐点”的是否出现还存有较大的分歧（Garnaut 和 Huang，2006；蔡昉，2007，2008，2010；姚洋和余森杰，2009），但从长期来看，伴随着我国新《劳动合同法》的实施和经济发展对劳动力的进一步需求，我国劳动力成本的长期上涨将不可避免。应该说，我国劳动力特别是中低端劳动力的收入上涨既是我国经济发展的内在要求，也有利于缩小我国日益严重的收入分配差距。但问题在于，长期以来，我国经济增长的动力在于外部需求水平的稳定增加，而外部需求的增长动力则是建立在我国丰富廉价的劳动力资源基础之上的。因此，伴随着我国劳动力成本的不断上升，我国贸易竞争力以及经济增长动力将不可避免的受到影响。

在这样的背景下，我们不再对“刘易斯拐点”的是否出现进行探讨，而是重点分析当前我国的劳动力成本上涨对我国贸易竞争力和未来贸易发展空间的影响。我们认为，如果劳动力成本的上升是市场力量自然作用结果的话，那么劳动力成本变动传递的其实是劳动力要素市场供求变动的价格信号，其必然会引起要素资源的重新配置。也就是说，由于不同产业的产业特性不同，劳动力成本上升所导致的资源重新配置必然会引起产业结构继而贸易结构的变动。从这个意义上说，劳动力成本上涨对我国贸易竞争力的影响不仅仅是总量问题，更重要的是一个结构问题。相应地，相对于单从总量上考察劳动力成本变化对贸易竞争力的影响，通过区分不同行业的产业特性，来就劳动力成本上涨对贸易结构的影响进行探讨更加具有理论和现实价值。

本文其余部分共分为三个章节。第二部分重点从外部需求基础和内部现实条件两个方面来对我国劳动力成本上涨下的贸易发展空间进行分析。在此基础上，我们在第三部分，采用跨国面板数据，对劳动力成本上涨对贸易结构的影响进行

更进一步的探讨。最后一部分是结论部分。

二、劳动力成本上升背景下中国对外贸易的发展空间

当前我国劳动力成本上升和供给短缺的趋势，更多的是增量意义。在总量层面来看，我国劳动力供给充足的局面仍将在很长一段时间内得以保持（蔡昉，2007）。更为重要的是，从以下的几个因素来看，在当前的国际分工格局没有较大改变的背景下，考虑到中国外贸发展的外部需求基础和内部现实动力，中国的外贸发展还有很大的上升空间。

（一）中国外贸发展的外部需求基础

从一国出口增长的源泉来看，外部需求和内部供给是外贸增长的两个主要动力（章艳红，2009）。而在当前我国出口增长对外部需求的依赖仍然较大的背景下，外部需求的高低直接决定了我国未来贸易空间的大小。鉴于美国在世界经济以及中国出口中的重要地位，我们在此通过对美国内外需求结构的考察来对中国外贸未来发展的需求基础进行分析。

长期以来，消费需求在美国国民经济中一直占有举足轻重的地位。居民消费支出占国内生产总值的比重一直在60%以上，上世纪80年代中期以后，居民消费对经济增长的贡献更是持续增加，并在2001年首次超过70%。金融危机发生后，美国居民消费在国民经济中的比重有所波动，但在2010年第2季度，居民消费占国内生产总值的比重仍然高达70.4%。[7]同时，进一步考察1947-2010年美国居民消费内部消费结构的变动情况（图1），我们还可以看出，在国民经济增长中，耐用品消费所占比例的波动幅度不大，一直保持在9%左右的水平上。而从上世纪50年代开始，非耐用品消费在国民经济增长中的比重持续下降，由1950年第一季度的29.6%下降到了2010年第二季度的15.8%，而服务消费占国内生产总值的比重则由1950年初的26.2%上升到了2010年初的47.4%。但应该注意到的是，在美国居民的消费结构发生变动的同时，在生产领域，美国生产结构的变动方向却与居民消费结构的变化呈现出明显不同。

[7] 数据来源于美国经济分析局。

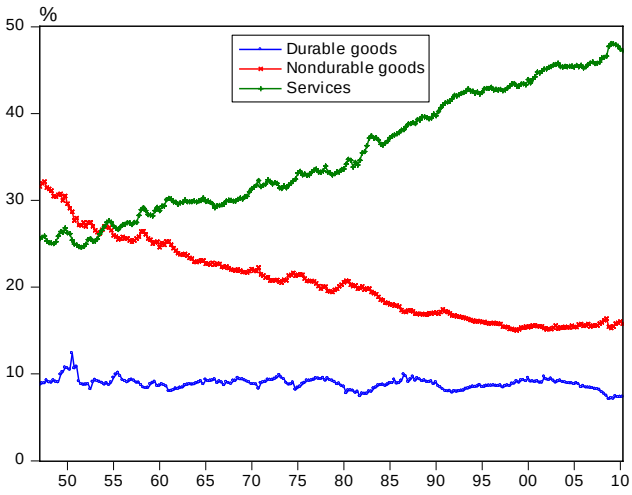


图 1 美国的国内消费结构（1947-2010）

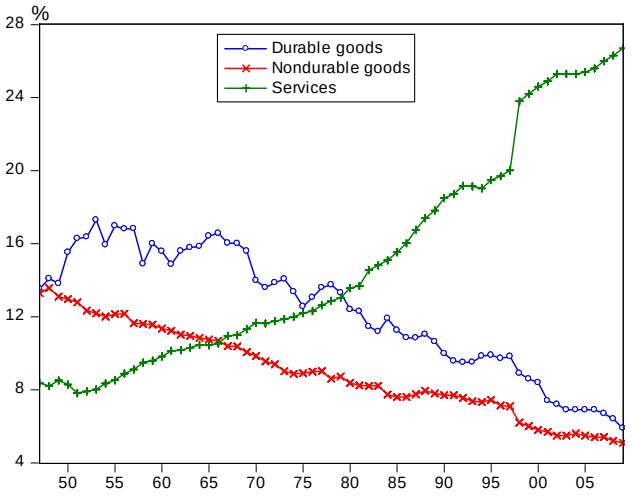


图 2 美国的国内生产结构（1947-2009）

数据来源：美国经济分析局。

图 2 作出的是美国国内不同产业的生产增加值占国内生产总值的比重随时间变化的趋势图。具体来说，就耐用品而言，与居民消费比重中的相对平稳不同，在上世纪 60 年代中期以后，耐用品的生产在国内生产总值中的地位逐渐下降。在 1965 年，美国耐用品制造业增加值占国内生产总值的比重为 16.4%，之后逐渐下降，并在 1990 年首次下降到 10%以下，而到了 2009 年，这一比重尚不足 6%。而就非耐用品制造业而言，与耐用品相类似，其产业增加值占国内生产总值的比重也呈逐渐下降之势，只是下降的速度略有降低而已。但尽管如此，与上世纪 50 年代相比，非耐用品行业产值在国内生产总值中的比重也下降了一半有余，从 1950 年的 13.0%下降到了 2009 年的 5.1%。而与产品生产部门不同，美国服务业

在国民经济中的地位呈逐渐上升之势，服务业增加值占国内生产总值的比重由上世纪 50 年代初的不足 10%持续增加到了 2009 年的 26.7%，呈现出与美国居民服务消费相一致的变化趋势。

通过比较美国的居民消费结构和企业生产结构，我们可以看出，在美国经济发展的过程中，消费结构与生产结构的脱钩趋势日益明显。也就是说，虽然在生产领域和消费领域，服务业主导的产业结构特征进一步强化，但从消费和产出的缺口来看，伴随着制造业的逐渐萎缩，美国居民消费特别是耐用品居民消费的缺口却成持续扩大之势。而在开放的背景下，这样的一种产出缺口只能通过进口需求来加以满足。相应地，在美国居民消费中，对进口产品的消费特别是对进口耐用品的消费比例在逐渐增加。

从图 3 可以看出，伴随着美国消费结构和生产结构的脱节，美国居民消费中进口产品所占的比重呈现出稳定上升之势。进口消费产品占总消费的比重从 1989 年的 7.12%逐渐上升到了 2008 年的 14.2%。2009 年，受金融危机的影响，美国居民消费的进口需求有所降低，但进口消费品所占比重仍然高达 13.2%。而这一点，在耐用品进口消费上反映的尤为明显。在 1989-2009 年间，美国居民耐用品消费中，进口产品的比例增加了整整一倍，由 10%上升到了 20%。而进一步分析美国消费品进口的国别构成，我们发现美国从中国消费品进口的增长成为美国进口需求快速增加的主要原因。从图 4 可以看出，在 1989 年，美国从中国进口的消费品占总进口的比重尚不到 10%，之后持续增加，并在 1994 年首次超过 20%。虽然在上世纪 90 年代这一比重增加缓慢，非耐用品进口还出现了下降的趋势。但进入新世纪后，美国从中国消费品的进口比重迅速增加，到 2009 年，美国从中国的进口耐用品和非耐用品品比重分别达到了 48.8%和 28.0%。

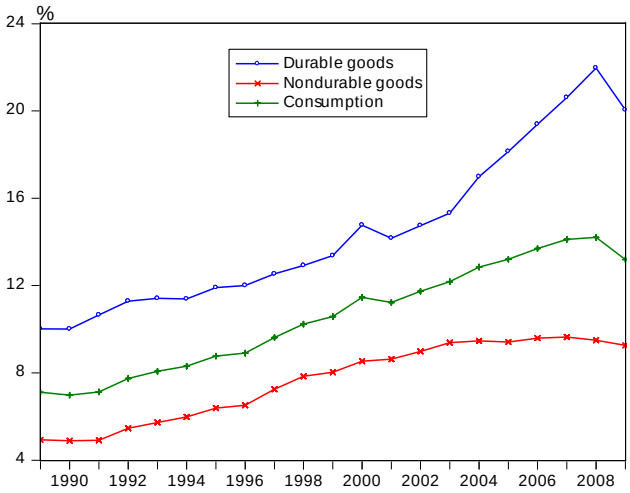


图 3 美国居民消费中进口产品的比重

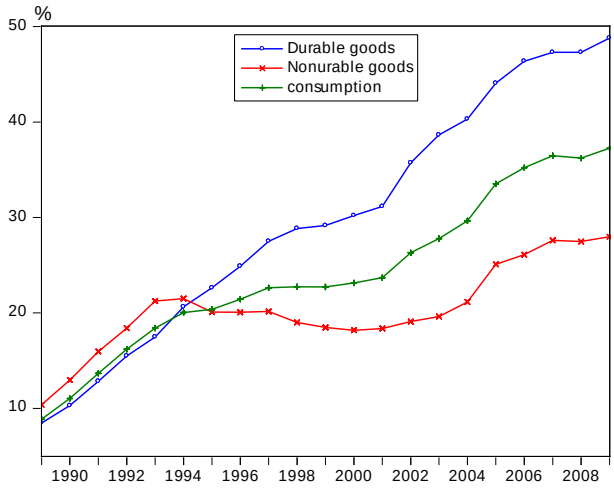


图 4 美国从中国进口消费品在进口消费中的比重

注：1989-2008 年数据及进口消费产品的分类均来源于章艳红（2009），2009 年数据来源于美国 USITC 数据库。

（二）中国对美国出口的互补性优势

从前文的分析中，我们可以看出，鉴于居民消费需求在美国国民经济中的重要地位以及美国工业产品在消费和生产结构上的长期脱节，在中短期内，美国居民消费对进口商品大量需求的局面将不会有所根本改变，而这构成了中国未来外贸出口的外部需求基础。但问题在于，美国居民进口需求的增加对应的是外围国家整体的发展空间，而整体发展契机的出现并不必然意味着个体机会分配的公平，更不必然意味着潜在发展机会向现实利益的自然实现，能否充分利用这样的一种发展机遇仍然取决于外围国家的经济条件特别是贸易发展状况。而这其中，双边贸易的互补性与否至关重要。

在贸易规模相差不大的情况下，贸易利益的大小与贸易的商品结构有关。当两国建立在彼此比较优势基础之上的出口供给与进口需求相吻合时，两国的贸易互补性较高，双方贸易的展开在给两国经济发展带来较多收益的同时，也为今后双边贸易的持续发展提供了现实动力。为了分析中国在对美国出口中的贸易互补性程度，我们从时间序列和截面空间两个维度，对 2000-2009 年中国对美出口的互补性指数进行考察的同时，也对 2009 年美国与其主要贸易伙伴的贸易互补性指数进行了测算，结果见表 1。

表 1　2009 年美国与其主要贸易伙伴的贸易互补性指数

国家	时间	初级产品					劳动密集型产品		资本密集型产品		
		食品和活动物	饲料和烟草	非食用原料	矿物燃料、润滑油和相关原料	动植物油脂及腊	按原料分类的制成品	杂项制品	化学和相关产品	机械和运输设备	未分类的商品
中国	2000	0.54	0.31	0.31	0.34	0.06	1.00	3.71	0.33	0.87	0.09
	2001	0.49	0.33	0.28	0.37	0.05	0.95	3.47	0.34	0.93	0.13
	2002	0.47	0.31	0.24	0.32	0.02	0.95	3.37	0.30	1.02	0.11
	2003	0.43	0.26	0.19	0.33	0.02	0.91	3.20	0.30	1.12	0.09
	2004	0.37	0.24	0.16	0.31	0.02	1.01	3.01	0.28	1.18	0.07
	2005	0.35	0.20	0.15	0.25	0.04	1.04	2.95	0.30	1.21	0.08
	2006	0.36	0.18	0.11	0.25	0.05	1.16	2.83	0.30	1.20	0.05
	2007	0.64	0.22	0.40	1.35	0.49	0.73	1.85	1.03	1.30	0.95
	2008	0.63	0.20	0.39	1.34	0.51	0.77	1.84	1.02	1.30	0.86
	2009	0.34	0.20	0.07	0.17	0.04	0.34	0.98	1.42	2.79	0.03
德国	2009	0.56	1.22	0.16	0.21	0.27	1.02	0.82	1.29	1.18	1.65
巴西	2009	2.91	2.94	2.28	0.92	1.33	0.46	0.82	0.50	0.32	0.59
印度	2009	0.84	0.81	0.58	1.39	0.47	0.70	1.58	0.44	2.03	0.96
马来西亚	2009	0.36	0.64	0.24	1.51	11.05	0.40	0.57	1.35	1.05	0.18
墨西哥	2009	0.69	1.25	0.15	1.36	0.07	0.29	0.48	1.57	1.16	0.50
韩国	2009	0.11	0.33	0.11	0.67	0.01	0.69	0.85	1.64	1.14	0.17
日本	2008	0.05	0.10	0.13	0.25	0.02	0.59	0.80	1.79	0.79	1.15

注：以上产品是按国际贸易标准（SITC）第四版分类原则进行分类，贸易互补性指数以美国的贸易伙伴国对美国的出口进行计算，具体的计算方法参见于津平（2003）。

数据来源：作者根据联合国统计司数据库（UNCOMTRADE）的数据整理计算。

从表 1 可以看出，不同的国家与美国的贸易互补性在不同的产业间差异明显，在初级产品上与美国贸易互补性最强的国家主要包括巴西、印度和墨西哥；在劳动密集型产品上与美国贸易互补性强的国家主要包括中国、德国和印度；而在资本密集型产品上与美国贸易互补性强的国家主要包括中国、德国和日本。

具体分析中国与美国的贸易互补性，发现 2009 年中国与美国贸易互补性较强的产品主要集中在杂项制品、机械和运输设备等工业制成品上。而从这些产品的国际比较来看，中国在这些产品上的贸易互补性与其他国家相比具有较为明显的优势。这一点，在机械和运输设备等工业制成品上反映的尤为明显。这说明中美两国在这些产业上蕴含着较大的贸易利益，而这既是我们前文所提到的美国进口消费品中中国元素持续增加的内在原因，也为今后中美两国贸易的持续扩大奠定了现实基础。同时我们还可以看出，在 2000-2009 年间，中国同美国的互补性结构也在逐渐发生着变化。具体来说，在 2006 年之前，中国同美国的贸易互补性主要体现在杂项制品等劳动密集型产品上，而在 2000 年之后，以机械和运输

设备上为代表的资本密集型产品的互补性逐渐增加，由 2000 年的 0.87 逐渐上升到了 2009 年的 2.79，与之相对应，中美两国在机械和运输设备上的贸易规模也在迅速的增加。2000 年中国对美出口的机械和运输设备总额为 183 亿美元，仅占当年美国第一进口国——日本出口额的 16.7%。2003 年，中国在此产品上的对美出口额为 429 亿美元，成为美国此类产品的第五大进口国。而到了 2007 年，中国成功超越墨西哥，成为当年美国的第一进口国。假若这一发展趋势能够加以维持的话，中国在资本密集型产业上的对美出口仍然有很大的提升空间。

事实上，中国在工业制成品贸易中，中国对美国出口地位的形成有其必然性，这是与国际产业转移的大背景下中国经济发展的特有优势密不可分的。20 世纪 90 年代末，随着美国新经济的兴起和经济全球化进程的加快，发达国家主动进行国内产业结构的调整，纷纷将传统产业特别是加工制造业向发展中国家进行转移，而中国则成为了新一轮国际产业转移的主要承接地。究其缘由，这与中国经济发展的特有优势密不可分的。中国是一个人口大国，这不但为制造业的发展提供了丰富的劳动力资源，而且为制造业产品的销售提供了一个广阔的消费市场，这构成了制造业发展的基本推动力量。同时，大国经济所独有的对制造业产业的前向及后向支持能力为制造业产业的发展提供了必要的配套能力，这既有利于吸引制造业产业的移入，同时制造业的发展也会带动相关配套产业的进一步发展，进一步增强制造业的产业竞争力。最为重要的是，以直接投资为主要载体的国际产业转移具有很强的地理集聚的特点，即直接投资向少数国家和地区或者一国内部某一地区集中流入。这种某一产业的地理集聚可以通过规模经济、技术外溢、信息共享等多种渠道来降低成本，提高制造业的竞争力。而且这种地理集聚优势一旦形成，便极易与新来投资产生互动效应，很难被模仿和复制。我国已连续多年成为全球吸引直接投资最大的发展中国家，且已在长三角、珠三角等地区形成了一定规模的企业集群，地理集聚优势明显。因此，从这个角度来讲，在中短期内，我国的制造业中心地位很难被其他国家动摇，中美两国在制造业领域的贸易往来也将会愈加密切。

（三）从单位劳动成本的跨国比较看中国外贸发展的未来空间

传统的要素禀赋理论认为，要素资源的丰裕性继而要素价格的高低是贸易分工的基础。但现实经济中，规模经济、技术条件等也是影响贸易分工的重要因素。事实上，单就劳动力成本而言，也必须要综合考虑劳动力价格和劳动力生产率两个因素。也就是说，对劳动力成本以及贸易竞争力的判断，除去劳动力价格因素

以外，劳动生产率的高低也是必须加以考虑的因素。在此，我们引入单位劳动成本的概念，以对中国劳动力成本的变化及相对水平进行比较分析。具体的计算公式如式（1）。

$$ULC = \frac{W}{VA/L} \qquad (1)$$

其中，ULC（labor cost per unit of output）指的是单位产出劳动成本，其是行业平均工资 W 和行业的劳动生产率 VA/L 的比值。VA 代表的是行业的产出增加值，L 则代表行业的就业数量。利用式（1），我们首先对 1978-2009 年中国制造业的单位劳动成本进行了测算，结果见图 5。

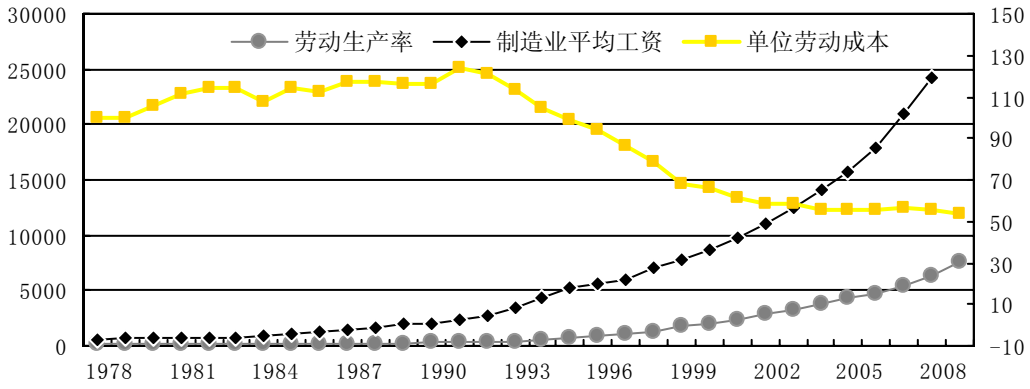


图 5 中国的单位劳动成本及组成（1978-2009）[8]

数据来源：作者根据历年《中国统计年鉴数据》整理计算。

从图 5 可以看出，在 1978-2009 年期间，我国制造业的单位劳动成本呈现出两个阶段的不同走势。在 1991 年之前，我国制造业的单位劳动成本呈现出逐渐增加的态势。究其缘由，则在于制造业平均工资的上升速度要快于劳动生产率的上升速度。在 1978-1991 年期间，我国的制造业平均工资上升了 2.8 倍，而劳动生产率的增加还不到 2 倍，反应在单位劳动成本的变化上便是持续上升趋势的出现。而与之相对应，在 1991 年之后，伴随着我国市场化改革进程的深入展开，制造业行业的劳动生产率开始迅速提高，由 1991 年的 280（1978 年为 100）增加到了 2009 年的 7567，提高了 26 倍，远远快于平均工资 14.7%的年平均增长率。相应地，我国制造业的单位劳动成本也呈逐渐下降之势，我国 2009 年的单位劳动成本只相当于 1978 年的 54%。因此，从这个角度上来说，在我国劳动生产率逐渐提高的背景下，我国劳动力平均工资的上涨并未直接导致我国劳动力成本的快

[8] 图中左轴对应的是劳动生产率和制造业平均工资，右轴对应的是单位劳动成本，单位劳动成本和劳动生产率均选择 1978 年作为基期，工资的单位为元。

速增加。

由于开放背景下劳动力成本的优势并不来源于本国劳动力成本的绝对大小，而是取决于不同国家劳动力成本的相对差异。因此，接下来，我们对中国与世界几个主要国家制造业的单位劳动成本大小进行比较分析，结果见表 2。

表 2　制造业单位劳动成本的跨国比较（1980-2007，中国=100）

	美国	德国	日本	韩国	巴西	印度尼西亚	印度
1980	447	434	310	181	—	130	312
1990	363	378	281	153	116	72	215
1995	454	546	395	173	155	148	230
1996	492	596	428	194	236	140	258
1997	529	633	468	199	251	—	292
1998	620	725	552	198	293	169	245
1999	644	753	563	201	254	163	247
2000	726	824	598	236	256	169	302
2001	770	866	661	262	262	259	313
2002	759	866	655	268	249	191	290
2003	798	891	650	285	256	228	277
2004	778	871	640	268	254	184	247
2005	745	838	617	276	264	181	—
2006	735	797	616	276	—	—	—
2007	750	796	—	—	—	—	—

数据来源：作者根据 UNIDO 和 OECD STAN 数据库数据整理计算。

从表 2 可以看出，在 1980-2007 年期间，相对于世界其他国家而言，中国制造业的单位劳动成本呈现出不断下降的趋势。这一点，相对于发达国家表现的尤为明显。在 1980 年，美国、日本和德国的单位劳动成本分别是中国的 4.5、4.3 和 4.1 倍，在 1990 年，受中国单位劳动力成本上升速度较快的影响，这一比重分别下降到了 3.6、3.8 和 2.8 倍。而在上世纪 90 年代之后，相比于中国，主要发达国家的劳动力成本快速上升，到 2006 年，中国的单位劳动力成本尚不足美国、德国和日本平均单位劳动成本的 1/7。而同几个主要的贸易竞争对手相比，中国的单位劳动成本优势也是非常的显著。整体上看，上世纪 90 年代之后，中国相对韩国、印度、巴西和印度尼西亚的劳动成本优势一直没有发生根本变化。中国的单位劳动成本平均尚不足这些国家的二分之一。在 2001 年之后，虽然印度和印度尼西亚相对于中国的单位劳动成本有所下降，但降幅不大，当前这些国家的劳动力成本仍在中国的两倍左右。因此，从相对层面来看，中国的劳动力成本优势还将在很长一个时间内得以保持。

（四）劳动力成本的区域差异为产业的国内梯度转移提供了动力条件

在前文的论述中，我们在开放的视角下对劳动力成本的跨国差异进行了比较分析。从结论上看，鉴于中国劳动力成本的现有优势，在中短期内，虽然会存在个别产业小规模向其他国家和地区对外转移的可能，但中国在国际分工体系中的制造业大国地位不会有所根本改变。接下来，我们将分析的视角转向区域内部，

在地区层面上探讨我国未来外贸发展的现实基础。之所以选择这样的一个视角，主要是基于以下两个方面的考虑。一方面，虽然从中短期看，我国的外贸发展仍然具有劳动力的现实成本优势，但在长期来看，伴随着我国经济的持续发展，劳动力成本的上升以及供给敞口的消失将不可避免，终究会面临产业的对外转移还是对内转移的问题；另一方面，在地区层面上对我国区域经济状况进行比较分析，也是我国调整产业布局、协调区域经济发展的内在要求。

从未来产业转移的可能途径看，在我国特别是我国东部地区劳动力需求缺口出现、劳动力成本优势不复存在的条件下，产业转移的方向无外乎是向国外还是国内的转移调整。而从影响产业转移方向的因素看，虽然制度、基础设施条件、环境规制标准等都会对产业转移的区位选择形成影响，但在进行转移的产业仍以劳动密集型产业为主的前提约束下，劳动力成本的高低仍然是影响未来产业转移方向选择的核心条件。在这个角度上说，未来产业转移区位选择的关键仍然在于国内外劳动力成本的相对高低。而在东部地区劳动力成本优势不在的假定下，我国不同地区间劳动力报酬特别是单位劳动成本差异的存在便成为产业可能转向国内的基本前提。而从我国劳动力成本的区域比较看，这样一种劳动力成本的区域梯度差异是存在的。

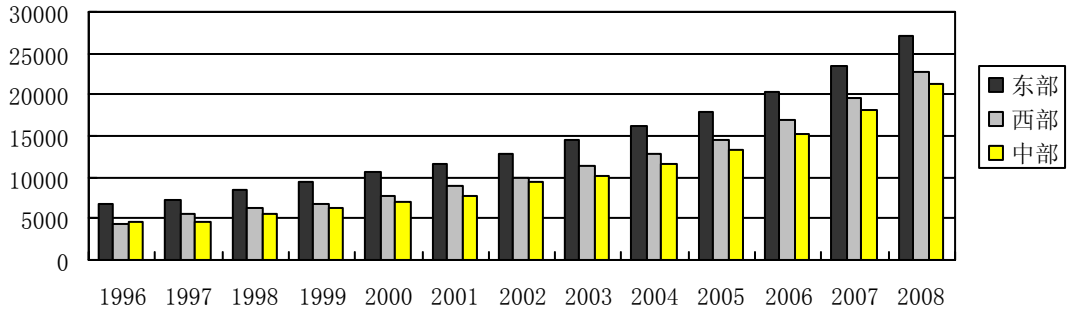


图 6　我国不同地区制造业部门的平均工资（1996-2008 年）

数据来源：作者根据历年《中国统计年鉴》数据整理计算。

中国幅员辽阔，地区经济发展存在着较大的区域差异，这一点在地区间劳动力工资的差异上反映的也较为明显。从图 6 可以看出，在 1996-2008 年期间，我国不同地区间，制造业部门的年平均工资呈现出显著差异，东部地区的平均工资要显著高于我国的中部和西部地区。平均而言，在 1996-2008 年期间，东部地区的制造业平均工资比西部地区高出了 29.8%，而比中部地区高出了 40.8%。事实上，即便考虑到劳动生产率的地区差异，从单位劳动成本的地区比较看，我国不同地区间的劳动力成本差异也是非常显著的。从表 3 可以看出，在 2008 年，我

国不同地区间的劳动力成本差异特征非常明显。东部地区的北京、上海和福建成为劳动力成本相对较高的省市，而河南、安徽等中部地区的省份则是劳动力成本相对较低的地区。整体而言，以北京为基准省份，东部地区的劳动力成本为 54.41，而中部地区则只有 47.1。因此，综合以上两个方面的考虑，在未来东部地区制造业转移方向的选择上，我国中西部地区特别是中部地区会是比较理想的移入地，而这必然会对中国制造业整体地位的维护和巩固起到一定的强化左右。

表 3 我国不同省市、自治区的单位劳动成本比较（2008 年 北京=100）

地区	省份	单位劳动成本	省份	单位劳动成本
东部	北　京	100.00	江　苏	32.63
	天　津	54.16	浙　江	53.23
	河　北	30.62	福　建	88.05
	辽　宁	43.69	山　东	33.50
	上　海	61.93	广　东	46.27
	平均		54.41	
中部	河　南	36.35	吉　林	47.41
	湖　北	53.33	黑龙江	65.47
	湖　南	50.71	安　徽	39.49
	山　西	41.76	江　西	42.39
	平均		47.11	
西部	四　川	54.23	青　海	49.20
	贵　州	77.91	宁　夏	52.54
	云　南	71.97	新　疆	41.58
	陕　西	69.35	内蒙古	29.63
	甘　肃	73.84	广　西	58.61
	平均		57.89	

三、劳动力成本与贸易结构转换——来自跨国制造业行业的证据

在前一部分的分析中，我们对劳动力成本上升背景下，我国对外贸易特别是制造业出口贸易的发展空间进行了分析。我们认为，就整体而言，考虑到外部的需求基础、中国的贸易互补优势、劳动力成本的跨国差异以及我国区域内部产业梯度转移的可能性，在中短期内，我国的对外贸易仍然有很大的上升空间，相应的世界制造业中心地位也会继续加以巩固。这一点，是不会因为我国劳动力价格的上升有所根本改变的。

但问题在于，虽然在整体和总量意义上来看，当前我国劳动力成本的上升不会对我国制造业的贸易大国地位形成根本冲击，但在制造业内部，劳动力成本的上升仍然会对我国的产业结构继而贸易结构的变化产生一定程度的影响。具体来说，一国劳动力成本的上升至少会在以下两个方面对一国某一产业的发展产生影

响。首先，从劳动力成本增加的直接影响来看，劳动力成本的上涨直接增加了生产企业的显性成本，这必然会压缩企业生产的利润空间。在开放条件下的反映便是企业贸易竞争力以及相应外部市场份额的下降。其次，从劳动力成本上升的动态影响看，劳动力成本的上升又会通过以下两种途径对产业竞争力的提升起到积极作用。一方面，劳动力成本的上升意味着劳动力收入水平的提高和生活福利的改善，这有助于劳动者提高自身的教育和培训投入，促进劳动者素质的提高，从而有利于增强企业的贸易竞争力。另一方面，在考虑不同产业间劳动力流动效应的情况下，某一行业劳动力工资的上涨有利于吸引劳动力特别是高素质劳动力向高收入行业的跨行业流动，这在有利于提高工资上涨行业生产规模和企业竞争力的同时，却会对其他行业的发展形成不利影响。相应地，整个国家的产业结构和贸易结构也会发生相应的变动。

应该注意到的是，在不同产业间，由于具体产业的产业特征不同，劳动力成本上升对产业发展的这两种截然相反的效应也会在不同程度上被加以放大或紧缩，而具体的相互作用结果则取决于产业的特有属性。最直观的例子，如果两个产业的劳动要素密集度不同，那么劳动力成本的上升所带来的成本增加效应也必然会存在差异，劳动密集型产业受到的影响无疑会更为明显。因此，劳动力成本的上升并不必然会影响到特定产业的比较优势，不同产业受劳动力成本上升的影响大小仍然取决于产业的内在属性。事实上，如果劳动力成本的上升是市场力量自发作用结果的话，其传递的其实是要素市场供求变动以及禀赋结构变动的价格信号。相应地，由此所导致的一系列的生产结构和贸易结构的调整也是比较优势动态变化的外在体现。其改变的只是不同行业产出规模和贸易竞争力的力量对比，而不会对一国整体竞争力和经济增长动力形成根本冲击。因此，从这个角度上说，在市场力量自发作用下，劳动力成本的上升对我国外贸出口的影响更多的是一个结构性问题。下面，我们将以几个假说的形式对劳动力成本上涨对贸易结构的影响进行分析。

假说 1：劳动力成本上涨有利于增加对外出口中技术水平较高产品的出口比重。

一国某一产业的技术水平不仅反映了生产要素的生产能力，也反映了不同产业生产要素投入的构成差异。当劳动力成本上涨时，由于高技术水平产业在投入要素构成和生产率水平上的优势，劳动力成本的上涨不但不会对这些产业的贸易竞争力构成影响，而且还会在一定程度上扩大一国出口中这些产业的出口比重。

一方面，在那些技术水平较高的产业，生产要素构成具有较为明显的资本密集型产业特征，劳动力要素投入在生产要素投入中所占的比重往往较低。因此，劳动力成本的上涨对企业生产成本的影响相对较小。另一方面，由于在技术水平较高的产业，产业的整体研发水平是产业发展的关键，而产业研发水平的高低则与产业的人力资本水平有关。相应地，较高的人力资本水平也会要求劳动力报酬的较高回报。从这个意义上说，这些产业的高劳动力成本往往意味着较高的人力资本水平和产业生产率。相应地，劳动力成本特别是中低端劳动力成本的上涨也不会对这些产业的竞争力形成根本冲击。

假说 2：劳动力成本上涨有利于增加对外出口中规模报酬递增特征较为明显产品的出口比重。

劳动力成本上涨对出口中规模报酬递增产品相对较大的促进效应可能与行业的规模经济特征对劳动力流动的扩大效应有关。具体来说，假定某种因素使得某一产业的劳动力成本有所上升，出于对高收入回报的内在需求，劳动力会由劳动力成本较低的产业向高工资产业流动。而伴随着新的劳动力的流入，劳动成本上涨产业的生产规模自然会相应扩大。而此时，由于不同产业的规模报酬特征不同，生产规模的扩大程度也就存在着差异。在那些规模报酬特征较为明显的产业，其受要素投入增加所带来的产出增长无疑更为显著。相应地，其出口的增加也就更为明显。

假说 3：劳动力成本上涨有利于增加对外出口中附加值较高产品的出口比重。

一国某一产业的出口附加值不仅关系到出口企业的盈利能力，更是一国整体福利水平提高的关键。而在劳动力成本普遍上升的背景下，那些高附加值行业的出口也将会有更大的上升空间。也就是说，在那些附加值较高盈利能力较强的产业，劳动力成本的提升能更好的促进这些产业出口份额的增加。这其中可能的原因在于：一方面，在那些盈利能力较高的产业，对于同等幅度的劳动力成本增加，相比于其营业利润，劳动力成本提高所带来的显性生产成本上升相对较小，其对产业竞争力的影响也相应变小。另一方面，如果我们上文提到的劳动力成本上升所带来的产业生产规模扩大效应仍然存在的情况下，对于盈利能力较强的产业而言，同等程度的产业规模扩大可能会为其带来更多的营业利润，而这无疑会促进其产业竞争力的提高。

假说 4：劳动力成本上涨将会减少对外出口中出口集中度较高产品的出口比重。

我们这里所说的出口集中度指的是出口国出口的某一产品在出口目标国从所有国家进口中所占的比重。我们认为，在那些出口集中度较高的产业，劳动力成本的上升将会对这些行业的出口规模起到一定程度的抑制作用，而这种抑制作用随着出口集中度水平的提高将会逐渐增加。究其缘由，这可能与进口国居民需求的消费价格弹性有关。在一般意义上，劳动力成本的上升会最终反映在生产价格和出口价格的提高上。而伴随着出口价格的提高，进口国的进口需求必然会有所降低。但相比于那些进口份额较小的产品，在居民收入水平给定的前提约束下，那些进口份额较大的产品无疑具有更高的价格弹性。因此，进口国的需求水平继而相应产业的出口份额也自然会有一个较大幅度的下降。

（一）劳动力成本对出口结构影响的计量分析

在这一部分，我们将在前文所提出的这些假说的基础上，通过具体的实证数据来对这些假说进行验证。进一步对劳动力成本影响贸易竞争力的机制特别是劳动力成本的行业效应差异进行分析。

实际分析时，我们使用的模型形势如（2）式。

$$y_{i,k}=\sum_j \alpha_j Country_j+\sum_j \beta_j Industry_j+\delta_1 LC_{i,k}+\delta_2 LC_{i,k}\times Inter_{i,k}+\delta_3 Share_{i,k}+\delta_3 Scale_{i,k}+\varepsilon_{i,k} \quad (2)$$

其中，$y_{i,k}$表示的是在样本期间内第 i 个国家第 k 个产业的出口占商品总出口份额的平均值。$Country_j$,j=1, 2,,3…..63 代表的是不同国家的哑变量，而 $Industry_j$ j=1, 2,,3…..27 则表示的是同一国家内部不同产业的哑变量。LC 为劳动成本，实际分析时为了对生产率的影响进行考虑，我们仍然采用单位劳动成本这一指标，计算方法同（1）式，同时，考虑到行业劳动力流动的滞后性，我们采用的是样本区间初始的劳动力成本大小。Share 表示的是不同产业的增加值占整个制造业增加值的比重，Scale 则是规模经济变量，以相应产业的增加值与企业个数的比值表示。Inter 为状态依赖变量，我们以此来对不同特征的产业进行划分，其与劳动力成本的交叉项的形式则反映了劳动力成本上升在不同产业的效应差异。实际分析时，考虑到数据的可得性，同时为了对我们的假说进行验证，我们选取了技术水平、产业规模、行业盈利能力、出口市场集中度四组指标。其中，技术水平参照 Marcato 和 Malfi（2005）对 OECD 国家制造业技术水平的分类标准，以产业的研发投入占产业增加值的比重表示；产业规模的衡量与上文相同；不同行业的盈利能力以行业出口的价格与进口价格的比值表示。为了准确的对商品的价格进行衡量，我们采用 SITC 五位数的分类数据，对每种产品的价格进行计算后，采

用价值加权的形式得出 SITC 两位数的产品价格，然后再按照 Keith(1989)所提出的转换办法将 SITC 数据转换成 ISIC 所对应的 27 个行业。9出口市场集中度则以一国某产业的出口额占世界总的出口额的比重来表示。

实证分析时的生产数据来源于UNIDO数据库,贸易数据则来源于UNCOMTRADE数据库，总样本数据涵盖 1990-2004 年 63 个国家 ISIC 第二版分类标准下的 27 个行业。实证分析的结果见表 4。

[9]在本文的分析中，我们按照 ISIC 第二版的分类标准，不含 380 其他制造业行业。

表 4 实证分析结果

样本时间	1990-1994				1995-1999				2000-2004			
常数项	-4.87***	-6.12***	-5.15***	-7.28***	-5.62***	-5.93***	-5.03***	-6.57***	-4.65***	-4.71***	-4.46***	-5.79***
	(0.83)	(0.87)	(0.82)	(0.73)	(0.82)	(0.84)	(0.81)	(0.67)	(0.72)	(0.72)	(0.72)	(0.63)
产业份额	0.70***	0.69***	0.72***	0.54***	0.62***	0.62***	0.64***	0.52***	0.64***	0.65***	0.65***	0.54***
	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.04)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)
产业规模	0.12**	0.26***	0.21***	0.14***	0.09*	0.13**	0.05	0.04	0.01	0.04	0.01	-0.01
	(0.06)	(0.07)	(0.06)	(0.05)	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.04)
劳动成本	0.14	-0.44*	0.03	-1.53***	0.08*	-0.09	-0.30**	-1.45***	0.03	-0.11	-0.27*	-0.96***
	(0.13)	(0.26)	(0.12)	(0.14)	(0.05)	(0.11)	(0.15)	(0.08)	(0.04)	(0.10)	(0.18)	(0.08)
劳动成本	0.11*				0.02				0.03*			
×技术水平	(0.07)				(0.02)				(0.02)			
劳动成本		0.08***				0.03*				0.03*		
×产业规模		(0.03)				(0.02)				(0.02)		
劳动成本			0.04***				0.06***				0.05*	
×盈利能力			(0.02)				(0.02)				(0.03)	
劳动成本				-0.19***				-0.20***				-0.15***
×出口集中度				(0.01)				(0.01)				(0.01)
R^2	0.69	0.69	0.71	0.76	0.71	0.70	0.72	0.80	0.78	0.78	0.78	0.83
观测值	956	975	907	958	974	958	943	964	782	782	756	777

说明：括号中数字为相应变量的标准差。*、**和***分别代表变量在 10%、5%和 1%的显著性水平上显著。

从表 4 可以看出，在我们选择的三组样本区间内，产业份额和产业规模两个控制变量在符号和统计显著性都较为一致，经济学意义也较为明确，反映了我们模型分析的稳健性。同时注意到，就劳动成本变量而言，在不同的回归模型中，单位劳动成本的系数呈现出较大差异，这种差异不仅体现在系数的符号和数值大小上，也体现在变量的统计显著性水平上。这说明，在不考虑行业特性差异的情况下，劳动力成本上升对相应产业的出口竞争力的影响仍然具有不确定性。这样的一个分析结论也是与我们前文理论分析所得出的结论相基本一致的。

接下来我们重点对之前我们所提出的假说进行检验，主要是对劳动成本与状态变量的交叉项进行分析。整体而言，在不同的样本期间内，除去 1995-1999 年这一时期技术水平的交叉项变量在统计上不够显著以外，其余交叉项变量在统计上都非常显著，并且在不同的样本区间内，符号呈现出一致性。这说明劳动力成本对出口竞争优势的影响确实具有行业差异性，而在具有这些特征的产业内部，劳动力成本对出口竞争优势的影响也具有一致性。

具体来说，首先，我们对单位劳动成本和技术水平变量的交叉项进行考察。我们发现，除去 1995-1999 年这一时期，交叉项系数的正值不够显著外，在其余两个样本时期，技术水平交叉项的系数在统计上显著为正，这说明在大部分时期，劳动力成本的上升在不同技术水平的行业间对出口优势的影响都存在着显著差异，伴随着劳动力成本的上升，那些技术水平较高的行业出口增加也相对较快。其次，就产业规模和劳动力的交叉项而言，在所有的回归方程中，交叉项的符号都为正，并且在统计上非常显著。这说明在那些生产规模较大的行业，劳动力成本的增加不但对出口竞争力的提升起到了积极的推动作用，而且这种推动作用还随产业规模的扩大而有所增加。再次，我们就产业的盈利能力与劳动力的交叉项进行考察。我们发现，同产业规模的交叉项变量相类似，在所有的回归方程中，交叉项变量的符号都在统计上显著为正。这说明产业盈利能力水平的高低的确显著影响了劳动力成本对出口竞争优势的促进效应大小。在那些盈利能力较高的产业，劳动力成本的提升能更好的促进这些产业出口份额的增加。最后，考察单位劳动成本与出口集中度交叉项变量的系数和统计显著性。我们发现，与前几个状态变量交叉项不同，在所有的回归方程中，出口集中度交叉项变量的符号为负，并且在统计上非常的显著。这说明，在那些出口集中度较高的产业，劳动力成本的上升对这些行业的出口规模扩大起到了一定的负面作用，而这种负面影响随着

出口集中度水平的提高还有加大的趋势。

综上，在不同的产业间，劳动力成本上升对出口竞争力的影响存在着显著差异。在那些技术水平较高、规模报酬递增特征明显、产业盈利能力较强、出口集中度较小的产业，劳动力成本的上升会对这些产业的贸易竞争力起到更大的推动作用，从而提高这些产业在总的对外贸易出口中的比重。因此，伴随着一国出口集中地的均衡分布以及出口产品中技术水平较高、规模报酬特征明显、盈利能力较强的产业出口份额的增加，无论是就对外出口的地区结构还是产业结构而言，一国的贸易结构都呈现出优化升级的态势。因此，在积极的意义上来讲，一国劳动力成本的上升虽然可能会对个别行业的出口产生不利影响，但其却构成了贸易结构优化升级的逻辑起点。但应该注意到的是，从我们前文分析的理论逻辑来看，之所以劳动力成本的上升会为贸易结构的优化升级提供可能，有两个因素至关重要。一是在于不同地区和不同产业间劳动力要素的自由流动，二是在于在于劳动力成本的上升是市场力量自然作用的结果。前者保证了市场对资源配置功能的顺利实施，而后者则避免了非市场因素所导致的劳动力成本上涨对企业显性生产成本增加的放大作用。相应地，这两点也构成了我国未来政府政策选择的基本切入点。

（二）劳动力成本上涨与中国的贸易结构调整：进一步的实证分析

在上一部分的分析中，我们在大类层面上，就劳动力成本上涨对不同行业出口竞争力的影响进行了分析，从而在总量层面上就劳动力成本上涨对我国贸易结构的影响进行了一个初步的判断。接下来，我们将具体到个体产业层面，细致探讨劳动力成本上升的具体行业效应差异，以为劳动力成本上涨背景下我国未来贸易结构的调整提供更为具体的理论依据。实际分析时，为了保持一致性，我们采用的模型形式如（3）式。

$$y_{j,t} = \sum_j \alpha_j Country_j + \delta_1 y_{j,t-1} + \delta_2 LC_{j,t} + \delta_3 Share_{j,t} + \delta_4 Scale_{j,t} + \varepsilon_{i,k}$$

(3)其中，$y_{j,t}$ 为被解释变量，表示的是某一产业第 j 个国家第 t 年的贸易竞争力。实际分析时，我们考虑了三种不同的指标，分别是：出口占商品总出口份额的比值，净出口率和 Michaely 指数。[10] $Country_j$，j=1, 2,,3…..63 代表的仍是不同国家的哑变量，LC 为劳动成本，实际分析时为了对上文的结论进行稳健性检验，我们在

[10] 净出口率和 Michzely 指数的计算公式分别是：净出口率=（行业出口-行业进口）/(行业出口+行业进口)，Michaely=(行业出口/总出口)-(行业进口/总进口)。

此以职工工资来衡量。同时，在考虑滞后效应存在的情况下，我们采用的是劳动力成本的一期和二期滞后值。而 Share 和 Scale 的定义则与上文相同。我们仍然考虑了制造业 ISIC 三位数分类下的 27 个行业，包含了 63 个国家 1980-2004 年的面板数据，实际分析时，各变量均以五年平均的形式进入回归方程。所有数据的来源与上文相同。表 5 列出了使用不同指标来衡量贸易竞争力时模型（3）的回归结果。11同时，为了对中国现有贸易优势行业进行判断，更重要的是对劳动力成本提高背景下，中国现有制造业行业的贸易竞争力和未来发展前景进行判断分析，我们也在表 5 中给出了 2009 年中国以三种指标衡量的贸易竞争力的大小。

表 5　劳动力成本上涨对我国出口产业结构的影响

	行业代码及名称	出口份额	净出口率指数	Michaely 指数	中国的出口份额（%）	中国的净出口率指数	中国的 Michaely 指数（%）
劳动力成本效应为负的行业	311 食品制造业	-0.21	-0.06	-0.009	1.64	-0.07	-0.62
	314 烟草加工业	-0.15	-0.05[a]	0.001	0.04	0.02	-0.01
	321 纺织业	-0.03	-0.005	-0.01	5.98	0.60	4.20
	322 服装业	-0.29	-0.08	-0.012	8.04	0.97	7.88
	324 制鞋业	-0.13	-0.05	-0.005	2.26	0.89	2.11
	331 木材行业	-0.13[a]	-0.02[a]	-0.002	0.58	0.12	0.04
	332 家具业	-0.14[a]	-0.05	-0.001	2.02	0.92	1.91
	361 陶瓷制品业	-0.21	-0.09	-0.0003	0.26	0.57	0.18
劳动力成本效应为正的行业	351 工业化学品行业	0.11	0.03	0.004	3.29	-0.30	-3.97
	352 其他化学品行业	0.12	0.05	0.01[a]	1.22	0.07	-0.04
	353 石油加工业	0.15	0.08	0.006	0.67	-0.75	-4.84
	354 石油及煤制品杂项	0.54	0.15	0.002	0.23	-0.72	-1.45
	355 橡胶制品业	0.23	0.03	0.0002[a]	0.77	0.14	0.07
	369 其他非金属矿物制品业	—	0.05	0.001	0.70	0.50	0.42
	381 金属制品业	0.26	0.02	0.001	3.01	0.42	1.53
	382 机械制造业（除电器）	0.42	0.10	0.02	20.59	0.29	6.92
	383 电器制造业	0.38	0.03	0.006	22.28	0.12	1.57
	384 交通设备制造业	0.16[a]	0.02	0.004	6.71	0.17	1.01
	385 专业及科学设备制造业	—	0.07	0.004	2.90	-0.25	-2.89
劳动力成本效应不显著的行业	313 饮料行业	—	—	—	0.06	-0.19	-0.05
	323 皮革业	-0.15	0.12	0.004	1.12	0.62	0.81
	341 造纸业	—	—	—	0.68	-0.30	-0.82
	342 印刷出版业	-0.11	0.03	—	1.84	0.65	1.37
	356 塑料制品业	-0.15	0.03	—	1.19	-0.25	-1.16
	362 玻璃制品业	-0.20	0.03	—	0.94	0.55	0.61
	371 钢铁制品业	—	0.09	—	2.47	0.05	-0.22
	372 有色金属业	—	0.08	—	1.31	-0.40	-2.36

注：表格中的第 3,4 和 5 列分别代表采用出口份额、净出口率指数和 Michaely 指数作被解释变量时，劳动力成本的系数。—代表系数不显著，a 则代表劳动力成本的一期滞后项不显著情况下采用的二期滞后项系数。后三列分别为 2009 年中国各产业的相应贸易竞争力指标的数值大小。

从表 5 可以看出，对于每个具体的行业而言，劳动力的成本效应在不同的行业存在着显著的差异。

[11] 限于篇幅，我们只给出了劳动成本的系数大小，具体的回归结果可向作者索取。

劳动力成本效应为负的行业主要集中在食品制造业、纺织业、服装业、制鞋业和家具业等低端的劳动密集型制造业。以出口份额为例，这些行业劳动力成本的系数大多在-0.1 和-0.2 左右，说明一个百分点的劳动力成本上升将会导致这些行业 0.1 到 0.2 个百分点的出口份额下降。这说明，从国际经验来看，伴随着我国劳动力成本的逐渐上升，我国这些产业的发展将遇到较大的挑战。同时，需要提及的是，这些行业也是现在我国对外贸易中具有较为明显的比较优势的行业，这一点，在纺织业和服装业制造业上表现的尤为明显。相对于其他的劳动密集型行业，这两个产业不但在当前我国出口中所占的比重较大，当前的贸易竞争优势也比较明显。纺织业和服装业在 2009 年我国对外出口中的比重分别为 5.98%和 8.04%，净出口指数和 Michaely 指数的值也相对较高。因此，相对于其他劳动力成本负效应的行业而言，劳动力成本上涨对这两个行业的冲击可能会对我国的经济发展产生相对较大的影响。而如何在劳动力成本上涨背景下维护这些行业的贸易竞争力也是我国未来贸易和产业政策制订中所应着重考虑的问题。

劳动力成本效应为正的行业主要集中在工业化学品行业、金属制品业等具有规模经济特征的中技术水平行业，以及机械制造业、电器制造业等高技术水平含量的制造业。这一点，也是与我们前文分析的结论相一致的。即由于这些行业的行业特性优势，劳动力成本的上升不但不会制约这些产业的发展，反而会在一定程度上促进这些产业贸易竞争力的提高。而具体到我国而言，由于机械制造业、电器制造业在我国出口中所占的比重较大，这两个产业在出口中的份额之和几乎接近我国对外出口的 50%，因此，从积极的意义上讲，劳动力成本的提高不但有利于提高我国的出口产品技术构成，对我国整体出口规模的扩大也具有促进作用。但需要提及的是，相对于机械制造业、电器制造业，交通设备制造业和专业及科学设备制造业所蕴含的技术水平更高，但出口份额却相对较小。因此，如何在劳动力成本上涨背景下合理推动这两个行业出口份额的增加也应构成我国未来贸易政策调整的主要内容。

最后，劳动力成本效应不显著的行业主要集中在皮革业、印刷出版业和钢铁制品业等制造业行业。由于这些行业在总出口中所占的比重很小，2009 年最高的钢铁制品业在我国总出口中的比重也不过 2.47%，其余行业更是在 2%以下。因此，即便劳动力成本上涨会对这些行业的贸易竞争力产生影响，其对我国整体出口的影响也几乎微乎其微。

接下来，我们在对劳动力成本上涨对我国出口的产业结构分析的基础上，继续探讨劳动力成本上涨背景下我国对外贸易的地区结构调整。表 6 计算出了 2009 年我国每一行业对国外出口占全部行业对相应国外市场总出口额的比重。

表 6　劳动力成本上涨对我国出口地区结构的影响

	行业代码及名称	美国	德国	法国	意大利	荷兰	日本	印度	韩国	加拿大	澳大利亚	俄罗斯
劳动力成本效应为负的行业	311 食品制造业	3.86	4.18	4.56	9.44	2.34	5.91	6.59	4.06	5.30	4.96	7.54
	321 纺织业	3.86	4.18	4.56	9.44	2.34	5.91	6.59	4.06	5.30	4.96	7.54
	322 服装业	8.13	11.2	14.5	14.1	6.00	16.1	0.21	3.83	12.9	9.97	15.7
	324 制鞋业	3.98	1.97	2.6	1.87	1.36	2.00	0.36	0.64	2.96	1.95	6.26
	332 家具业	3.76	1.98	2.86	1.77	1.57	2.07	0.51	0.77	5.03	4.34	1.14
	总计	23.6	23.5	29.1	36.6	13.6	32.0	14.3	13.4	31.5	26.2	38.2
劳动力成本效应为正的行业	351 工业化学品行业	2.03	2.66	1.47	3.54	3.15	3.49	11.2	5.43	1.97	3.75	3.18
	352 其他化学品行业	1.09	1.90	1.86	1.60	1.11	1.02	3.65	1.08	0.85	1.12	1.05
	381 金属制品业	3.25	3.38	3.04	3.65	2.74	2.18	4.14	3.11	4.63	4.24	4.34
	382 机械制造业（除电器）	25.5	23.7	26.8	15.9	38.7	17.0	22.4	15.4	18.2	18.8	14.1
	383 电器制造业	20.4	20.7	18.8	16.9	20.0	17.6	25.9	28.5	15.4	18.2	14.1
	384 交通设备制造业	4.71	8.66	5.94	9.12	4.96	4.93	7.10	4.90	7.20	6.39	3.44
	385 专业及科学设备制造业	2.04	2.66	1.22	1.63	1.14	2.27	2.17	3.29	1.02	1.00	1.81
	总计	59.0	63.7	59.1	52.3	71.8	48.5	76.6	61.7	49.3	53.5	42.0

注：单元格中的数字表示的是中国对外出口中某一行业出口占总出口的比重，单位为%。同时，由于表 6 中所分析的国家在行业 331,361,353,354,355,369 中的出口份额较小，大部分数值都不足 1%，所以我们实际分析时不再对这些行业加以考虑。

从表 6 可以看出，在劳动力成本上涨的背景下，不但我国出口的产业结构面临调整，地区结构也将会呈现出相应的变化。

首先考察那些劳动力效应为负的行业。在这些行业中，由于食品制造业、制鞋业和家具制造业在我国总出口中所占的比重很小，因此这些行业出口的地区结构变动不会对我国对外出口的地区结构产生较大影响。在低端的劳动密集型行业，我国出口地区结构的变动主要体现在纺织业和服装业。具体来说，对于纺织业而言，由于在对外出口中，纺织业在对意大利、印度和俄罗斯的出口比重较高，因此伴随着劳动力成本的上升，我国纺织业对这些国家的出口将下降较多，相应地就纺织业而言，这些国家在我国出口市场中的地位将有所下降。相似的道理，对于服装业而言，受劳动力成本上涨影响较大的出口地区主要集中在欧洲地区的德国、法国和意大利以及日本、加拿大和俄罗斯等国家和地区，劳动力成本的上涨也不利于我国服装业对这些国家出口贸易的展开。

其次考察那些劳动力效应为正的行业，重点是考察在我国出口市场中份额较大的机械制造业、电器制造业和交通运输设备制造业。就机械制造业而言，由于美国、德国、法国和荷兰对我国制造业产品的进口较为集中，因此，伴随着我国劳动力成本的上涨，我国对美国和欧洲地区的机械制造业产品出口有望进一步增加。相似的情形也发生在电器制造业领域，在我国劳动力成本不断上涨的背景下，美国、德国、法国和韩国在我国电器设备制造业出口中的地位将会进一步得到巩固。而对于交通运输设备制造业而言，由于这一产业的产品在对德国市场的出口中相对更为集中，因此可以预计，我国劳动力成本的上涨将会推动我国对德国出口数量的增加。

最后，需要特别提及的是东亚地区的印度。长期以来，印度一直是被视为中国的竞争对手而存在的。但在未来劳动力成本上涨的背景下，我国对印度的出口规模有望进一步增加。一方面，那些劳动力成本效应为负的行业，在我国对印度总出口中所占的比重较低，全部行业的累积也只有 14.3%，排在所分析国家的倒数第二位。而另一方面，在那些劳动力成本效应为正的行业，在我国对印度总出口中所占的比重却相对较高，全部行业的累积高达 76.6%，排在所有国家的第一位。因此，在这个意义上说，在我国劳动力成本不断上升的背景下，印度可能是下一个我国潜在的重要出口市场。

四、结论

本文尝试就劳动力成本上升背景下我国对外贸易的未来发展空间和结构转换进行分析，所得出的主要结论如下。

1. 劳动力成本的上升虽然会在一定程度上对我国个别行业的出口产生影响，但从出口的外部需求基础、贸易互补性优势、单位劳动成本的国际比较以及我国内部劳动力成本的区域差异来看，其不会从根本上限制我国未来对外贸易特别是制成品贸易的发展空间。

2. 虽然劳动力成本的上升不会根本动摇我国的制造业中心地位，但从国际经验来看，劳动力成本的上升仍然会对制造业的出口结构产生一定的影响。特别地，如果劳动力成本的上升完全是市场力量作用的结果的话，劳动力成本的上升将有利于促进那些技术水平较高、规模报酬递增特征明显、产业盈利能力较强、出口集中度较小的产业在总的对外贸易出口中比重的提高，而从这一点上说，劳动力成本的上涨可能会成为一国贸易结构调整的起点。

3．从具体的行业看，伴随着我国劳动力成本的提高，服装业和纺织业等劳动密集型产业的发展将受到较大程度的冲击，而这些产业对意大利、日本和俄罗斯等国的出口所受的影响可能更为明显。另一方面，我国劳动力成本的上涨也为未来我国出口中机械设备制造业、电器制造业和交通运输设备制造业等中国技术水平行业的出口拓宽了发展空间，有利于增强这些行业的出口竞争力，而美国和欧洲地区的德国、法国仍将是这些行业的主要出口国。

4. 在我国劳动力成本不断上涨的背景下，我国的未来政策取向应该在以下几个方面有所侧重：一是强调市场机制的完善，在建立完善劳动力要素自由流动机制的同时，减少对劳动力价格的行政干预，特别是不可以保护劳动者利益为名，一味追求提高最低工资标准，从而放大非市场因素所导致的劳动力成本上涨对企业生产的不利影响。二是有步骤、有规划的合理推动我国制造业产业特别是以服装业和纺织业为代表的低端劳动密集型产业在我国地区内的产业转移，最大可能的降低劳动力成本上涨对这些产业发展的不利影响。但在推动我国“腾笼换鸟”式产业转移的过程中，决策当局仍需慎重而行，尽量减少不适当的引导和干预，避免出现笼空鸟未来的窘境。三是在我国未来出口地区的选择中，美国和欧洲市场仍是需要重点加以巩固和维护的区域，这一点对高端制造业行业可能意义更为重要。同时，考虑到我国对印度的出口潜力，如何进一步推动中印经贸关系，对于我国的出口大国地位维护和出口市场多元化的实现也将具有非常重要的现实意义。

参考文献：

Garnaut，Ross and Yiping Huang,2006, The Turning Point in China's Economic Development, in Ross Carnaut and Liang Song, The Turning Point in China's Economic Development, Canberra, Asia Pacific Press.

Giancarlo, Marcato and Lucio Malfi, 2005, Testing the OECD Classification of Manufacturing Industries Based on Technology. Mimeo.

Maskus, Keith E ,1989, Comparing International Trade Data and Product and National Characteristics Data for the Analysis of Trade Models, pp.42, in: Hooper and Richardson, International Economics Transactions, Vol 55, The University of Chicago Press.

蔡昉："劳动力成本提高条件下如何保持竞争力"，《开放导报》2007 年第 2 期。

蔡昉：《刘易斯转折点：中国经济发展新阶段》，北京，科学文献出版社，2008 年。

蔡昉："中国的人口结构转型、人口红利和刘易斯转折点"，《中国的人口结构转型、人口红利和刘易斯转折点国际研讨会工作论文》，北京，2010 年。

姚洋，余森杰："劳动力、人口和中国出口导向的增长模式"，《金融研究》2009 年第 9 期。

于津平："中国与东亚主要国家和地区间的比较优势与贸易互补性"，《世界经济》2003 年第 5 期。

章艳红："中国出口增长的外部需求基础：基于中国对美国出口的分析"，《开放经济评论》2009 年第 4 期。

分报告 6:

劳动报酬上涨背景下的地区间产业转移研究

内容摘要：本文基于劳动报酬快速上涨的背景，首先讨论了中国制造业不同行业的劳动力成本在三大地带之间的优势比较，我们发现 20 世纪始东部地区在各个行业的劳动力成本方面具有较大优势，可是近年来这种优势被中西部地区所赶超。也就是说，中西部地区在制造业大多数行业比东部地区劳动力成本更具有优势，我们认为这一论证从侧面反映出东部地区看重劳动力成本变动的企业需要产业转移的迫切性和可行性。在对产业转移进行实证后我们发现，资源依赖型和资本、技术密集型行业居然先于劳动密集型行业发生转移，纺织、造纸等典型劳动密集型行业仍然不断向东部地区集中。我们针对产业转移缓慢的原因进行分析，对现实矛盾进行解释。

一　引言

这些年我国逐渐成为世界制造中心，在制造业快速扩张的同时，劳动报酬也随之逐年大幅度上涨，从 1998 年平均增幅 7%到 2008 年平均增幅达到 17%，在这样大幅涨薪的条件下劳动力结构性供给不足的问题仍未解决，民工荒现象从东部沿海地区蔓延到中西部地区。劳动成本快速上涨与劳动力短缺并存的矛盾，是否已成为影响企业迁移的压力和动力？而大规模行业内企业迁移引发的产业转移现象会有哪些新的特征？本文通过结合我国产业在劳动报酬持续上涨的前提下是否仍然存在劳动力成本优势的探讨，对产业转移的现状进行分析与判断，重点分析我国地区间产业转移的特点和方向，对未来产业转移的趋势作出判断。

二　劳动报酬变动特征分析

刘易斯的二元经济理论认为地区间劳动报酬的差异是引导劳动力空间流动的主要因素。当其他条件不变时，同一行业中的劳动力总是从报酬低的地区向报酬高的地区迁移。当发达地区的劳动力工资上涨到影响现代部门的利润率份额时，在发达地区发展该产业并无优势可言，则这一部门会以资本输出的方式到具有产业优势的地方继续发展。

1．制造业工资变动总体回顾

改革开放以来，发达地区的快速发展吸引落后地区大量农业剩余劳动力跨区迁移。首先我们来回顾一下改革开放以来制造业劳动工人的工资变动情况，图 1 给出了 1980 年以来我国制造业各年份职工的平均工资水平，相对应各年份以所有行业职工平均工资水平作为参照标准，以及各年份的货币工资增长率和实际工资增长率。

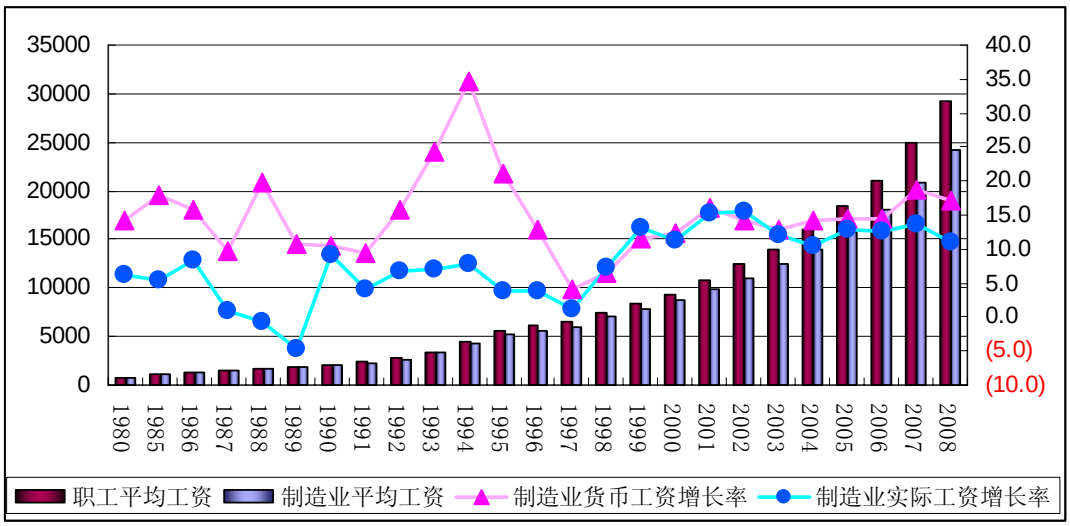


图 1　1980 年-2008 年制造业平均工资变动图

资料来源：《中国劳动统计年鉴 2009》

改革开放三十年以来，伴随着经济的发展，我国制造业的平均工资水平得到

了极大的提升，但是对比各年份的职工平均工资和制造业平均工资，可以看出制造业平均工资低于职工平均工资，也就是说制造业的工资水平低于社会各部门的平均水平，并且随着时间的推移，制造业的工资水平与社会各部门的平均水平差距在扩大。

改革开放初期由于大量剩余劳动力的存在，东部沿海地区几乎处于劳动力无限供给的理论状态，工人劳动报酬较低。受到居民消费指数剧烈波动的影响，这一时期的货币工资与实际工资的变动出现很大的偏离。尽管货币工资增长率持续在两位数以上，1980-1996 年期间货币工资平均每年保持 16.7%的增长率，但是实际工资涨幅微弱，1980-1996 年期间实际工资平均每年只有 4.4%的增长率。1997 年以来居民消费指数变动趋于稳定，货币工资增长率和实际工资增长率变动实现同步。图 1 显示自 1997 年以来货币工资同实际工资的增长幅度趋于一致。从 1999 年-2008 年这十年期间，货币工资的年平均增幅为 14.6%，实际工资的年平均增幅为 12.7%，直到这一时期我国制造业的劳动力工资水平才进入了高速增长阶段。

2．制造业劳动成本分析

上述分析表明从 1999 年开始制造业的工资水平开始稳定的大幅度上涨，制造业长达十年的工资高速上涨是否就一定增加了企业的劳动力成本？单纯从劳动报酬这一个方面来评价地区间劳动力成本的高或低是有失偏颇的。劳动力成本应该考虑到劳动力获得的报酬与劳动力所创造的价值之间的比例关系。本文用单位劳动成本的概念，考察单位劳动创造的价值所获得的劳动报酬，单位劳动成本=劳动报酬/劳动生产率。

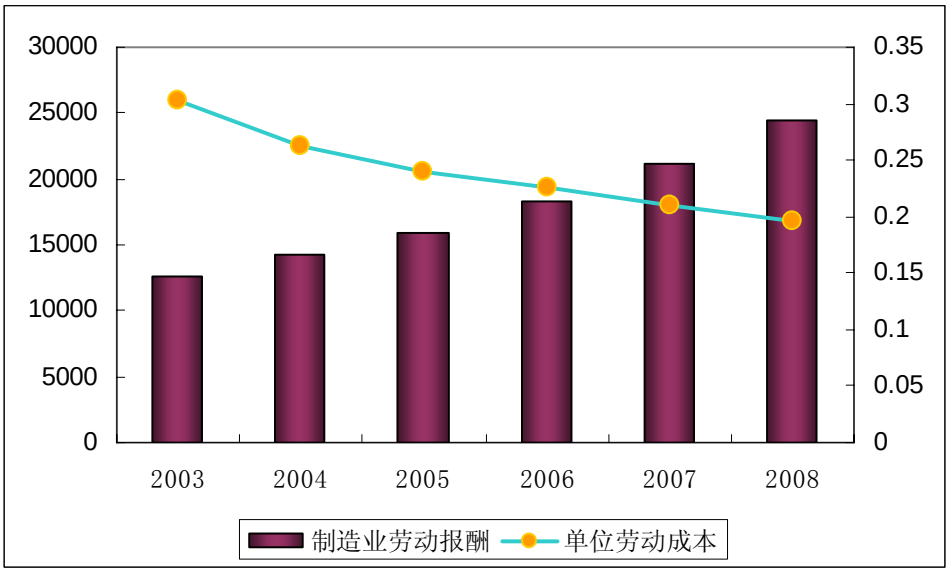


图 2 制造业劳动报酬和单位劳动成本对比图

通过比较 2003-2008 年制造业的劳动报酬和单位劳动成本（见图 2），可以

看到在制造业在劳动报酬逐年增加的同时，劳动报酬占劳动生产率的比例在持续降低，单位劳动成本在逐年下降。也可以这样理解，制造业劳动报酬的大幅度升高是在劳动生产率得到更大幅度的提高基础上发生的。虽然劳动报酬大幅度上升，但是单位劳动力创造的价值上升更多，单位劳动成本非但没有增加反而降低了。

3．三大地带制造业分行业比较劳动成本

本文重点考察劳动报酬上涨条件下的产业转移，因此对不同地区间的同一行业的劳动报酬进行比较分析显得尤为重要。为了清晰比较不同地区的行业间劳动报酬差距，以更好的考察其与产业转移的关系，本文将 31 个地区划分为东、中、西三大地带，因为三大地带在经济发展水平、产业结构、劳动生产率和市场发育程度等方面差异明显。选取东中西部地区的 20 个制造业行业为研究对象，以 2001 年和 2007 年的时间截面数据作对比分析，以便从更长的时间跨度对我国东中西部地区间的同行业劳动报酬特征和变动趋势进行动态考察。

表 1　2001 年和 2007 年东中西部分行业劳动报酬涨幅比较

平均劳动报酬	东部		中部		西部	
	绝对值	相对值	绝对值	相对值	绝对值	相对值
食品加工业	7873	103.0%	8527	159.2%	5992	80.7%
食品制造业	9504	87.2%	6767	113.4%	6726	96.2%
饮料制造业	10811	99.1%	7459	115.7%	8071	87.8%
烟草制造业	42687	150.0%	28996	195.0%	29413	141.9%
纺织业	7866	98.7%	5596	105.2%	5207	83.2%
造纸	10084	107.4%	7945	135.4%	5888	88.3%
石油加工及炼焦业	18242	97.0%	10287	85.2%	13449	101.0%
化学原料制品制造业	14075	119.8%	10065	146.7%	11218	132.7%
医药制造业	11142	72.7%	7274	101.3%	7206	68.9%
化学纤维制品业	10169	87.3%	10197	123.3%	3670	32.5%
非金属矿物制品业	9049	102.7%	8035	137.9%	6502	91.1%
黑色金属加工业	17185	118.1%	18008	146.1%	14360	128.9%
有色金属加工业	9132	78.4%	12926	103.2%	13169	114.5%
金属制品业	9228	84.0%	9419	174.6%	8812	118.8%
通用设备制造业	14061	128.1%	10029	142.7%	13779	175.1%
专用设备制造业	13369	126.7%	12358	186.5%	14735	185.2%
交通运输设备制造业	15539	109.6%	12854	116.7%	12451	126.4%
电气机械器材制造	9223	73.8%	10155	138.5%	11282	126.8%
电子通信设备制造	9024	48.9%	6704	72.6%	9292	102.5%
仪器仪表机械	10820	81.5%	8507	118.2%	10535	131.2%

首先我们考察东部、中部和西部三大地带的分行业劳动报酬变化特征。考虑到不同地区的各个行业从业人员规模差异较大，三大地带分行业的平均劳动报酬都在各个地区的从业人员年均数权重下推算得出。绝对值是 2007 年与 2001 年的

货币劳动报酬水平差距，而相对值则是指 2007 年的货币劳动报酬对 2001 年的货币劳动报酬的增长率。由表 1 可以看出，从 2001 年到 2007 年制造业各个行业劳动报酬都快速上涨，2007 年的劳动报酬水平普遍达到 2001 年的两倍多。其中东部和中部地区劳动报酬行业波动较为同步，两大地带上涨最快的行业是烟草行业，分别增长了 1.5 倍和两倍，两大地带上涨最慢的行业是通讯设备，也达到 50%和 70%的增长率；西部地区的制造业各行业劳动报酬也快速上涨，涨幅最大的行业是专用设备制造业，这一行业的劳动报酬波动与中部地区一致，上涨 1.9 倍。

从三大地带各行业的劳动报酬上涨幅度来看，我们发现中部地区的制造业各部门劳动报酬上涨幅度最大，次之是西部地区的劳动报酬上涨幅度，涨幅最低的才是东部地区的制造业各行业。考虑到东部地区的制造业比中部和西部地区起步早，发展成熟，因而劳动工人的劳动报酬基数大，可能会出现涨幅虽小但是上涨的绝对数较大这一结论，接下来我们观察三大地带分行业的劳动报酬上涨绝对值。表中的 20 个行业有 12 个行业东部地区的劳动报酬上涨绝对值高于中部和西部地区；中部地区和西部地区各有 4 个行业的劳动报酬上涨绝对值最高。这也可以映证中部和西部地区劳动报酬上涨速度快于东部的设想。

表 2　2001 年和 2007 年东中西部分行业单位劳动成本比较

单位劳动成本	东部		中部		西部	
	2001	2007	2001	2007	2001	2007
食品加工业	0.13	0.09	0.1	0.07	0.15	0.07
食品制造业	0.19	0.16	0.14	0.09	0.18	0.09
饮料制造业	0.13	0.12	0.13	0.09	0.14	0.08
烟草制造业	0.05	0.03	0.05	0.04	0.04	0.04
纺织业	0.23	0.19	0.28	0.16	0.37	0.17
造纸	0.19	0.15	0.18	0.1	0.24	0.16
石油加工及炼焦业	0.11	0.06	0.11	0.1	0.08	0.1
化学原料制品制造业	0.18	0.11	0.2	0.13	0.25	0.14
医药制造业	0.2	0.15	0.13	0.1	0.15	0.1
化学纤维制品业	0.18	0.11	0.28	0.18	0.24	0.15
非金属矿物制品业	0.22	0.16	0.24	0.12	0.34	0.17
黑色金属加工业	0.19	0.09	0.25	0.11	0.26	0.12
有色金属加工业	0.16	0.08	0.28	0.08	0.25	0.09
金属制品业	0.23	0.19	0.18	0.11	0.25	0.16
通用设备制造业	0.25	0.2	0.33	0.15	0.34	0.18
专用设备制造业	0.25	0.2	0.27	0.16	0.4	0.21
交通运输设备制造业	0.22	0.17	0.19	0.13	0.3	0.17
电气机械器材制造	0.18	0.17	0.17	0.1	0.28	0.11
电子通信设备制造	0.17	0.2	0.12	0.11	0.15	0.13
仪器仪表机械	0.26	0.23	0.3	0.12	0.35	0.17

利用单位劳动成本的计算公式我们推算了 2001 年和 2007 年东部、中部和西部的制造业分行业单位劳动成本（见表 2）。虽然 20 个制造业行业的劳动报酬都上升很快，不论哪一个行业在几年间劳动报酬都经历了快速的增长。但是从单位劳动成本变化来看不同行业在各个地区间确实存在差异，变化的速度和方向都各有不同。

从单位劳动成本的方向来看，绝大多数行业在劳动报酬上涨的同时单位劳动成本呈现下降趋势，2007 年只有东部地区的电子通信设备制造、西部地区的石油加工及炼焦业单位劳动成本比 2001 年高，2007 年西部地区的烟草制造业单位劳动成本与 2001 年相持平，其余行业在各地区单位劳动成本都呈下降趋势。

从三大地带各行业的单位劳动成本变动幅度来看，东部地区石油加工及炼焦业、黑色金属加工业、有色金属加工业单位劳动成本降幅较大，2007 年单位劳动成本几乎下降为 2001 年的一半；中部地区部分行业单位劳动成本的降幅相对东部地区较明显，其中非金属矿物制品业、黑色金属加工业、有色金属加工业、通用设备制造业和仪器仪表机械等行业2007年的单位劳动成本不大于2001年的一半；西部地区部分行业单位劳动成本降幅更大，从劳动密集型、资源依赖型到资本和技术密集型行业都有不同程度的下降。

从各行业的单位劳动成本在三大地带的对比来看，表 2 中制造业 20 个行业中，2001 年东部地区单位劳动成本最低的有 11 个行业，其中两个和中部地区并列最低；中部地区有 10 个行业单位劳动成本最低；西部地区的石油加工及炼焦业行业在三大地带中单位劳动成本最低。到 2007 年，各行业的最低单位劳动成本大多发生了变化，东部地区只有 6 个行业单位劳动成本最低，其中石油加工及炼焦业的单位劳动成本是新降下来的，也就是说 2001 年东部拥有的 11 个单位劳动成本优势行业到 2007 年时失去了 6 个行业的单位劳动成本优势。而中部地区的数据显示最低单位劳动成本行业的拥有量激增至 14 个行业，主要是劳动密集型行业和资源依赖型行业；西部地区具有单位劳动成本优势的行业也增至 4 个，其中三个行业与中部地区并列最低单位劳动成本。

上述分析可以看出，2001 年时东部地区的部分行业单位劳动成本比中部和西部地区低很多，到 2007 年时中部地区的单位劳动成本优势更为突出，而三大地带之间的单位劳动成本差距在缩小，甚至趋于一致。中西部地区在逐年大幅提高的劳动报酬的背景下，实现了单位劳动成本的快速下降，并且在大部分行业具有单位劳动成本优势，也从侧面反映出东部地区需要产业转移的迫切性和可行性。

三　劳动力转移趋势分析

在劳动报酬持续上涨的背景下，劳动力的转移情况是否受到影响，又呈现怎样的变动特征，而这种变化又对产业转移会产生怎样的作用，以下围绕这些问题对劳动力转移进行分析。首先是省内城乡间劳动力迁移规模分布，其次是地区间劳动力迁移规模分布。

1．中国劳动力城乡迁移规模的地区分布12

我国的劳动力城乡迁移在各个省份间存在着严重的不平衡性，一般来讲东部省份历年劳动力城乡迁移的数量大于中部省份，而中部省份又大于西部省份。具体的劳动力城乡迁移人数还与各个省份的具体情况（如户籍政策的松紧程度、经济发展水平以及对劳动力的需求等等）有关。

图 3 是我国 1992、2000 和 2004 年劳动力城乡迁移数量的地区分布图，从图中我们可以看出，1992 年劳动力城乡迁移数量较多的省份基本上集中在东、中部地区。该年劳动力城乡迁移数量排名前三位的省份依次是广东、安徽和河南。其次为辽宁、湖北、湖南、广西以及四川等一些省份。2000 年劳动力城乡迁移数量较多的省份仍然集中在东、中部地区。该年劳动力城乡迁移数量排名前三位的省份依次是河南、广东和江苏。其次为黑龙江、河北、山西、陕西和安徽等省。2004 年劳动力城乡迁移数量较多的省份也是集中在东、中部地区。该年劳动力城乡迁移数量排名前三位的省份依次是广东、江苏和河南。其次为黑龙江、河北、山东、湖北、湖南、江苏等省份。

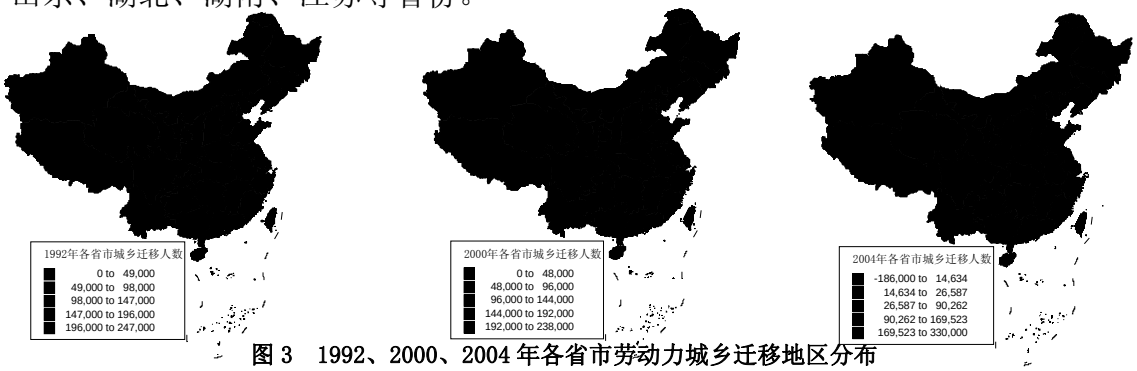


图 3　1992、2000、2004 年各省市劳动力城乡迁移地区分布

从以上三个年份劳动力城乡迁移数量地区分布的图示，我们可以大致总结出 1992～2004 年我国劳动力城乡迁移数量的基本规律。历年劳动力城乡迁移数量较多的省份大多集中在东、中部地区，西部地区劳动力城乡迁移的人数相对较少，而在东、中部地区劳动力城乡迁移较多的省份也比较固定，劳动力城乡迁移大省一般为经济大省或人口大省。据统计，在我们所研究的 13 个年份中广东的劳动

[12] 这一小节摘自：孙久文. 《走向 2020 年的我国城乡协调发展战略》，中国人民大学出版社，276-277,2010 年版。

力城乡迁移数量有 7 年排在首位，河南有 5 个年份排在了首位，江苏省在 2003 年一年排在了首位。河南劳动力城乡迁移数量居于前列是与其劳动力大省的地位密不可分，而广东和江苏则与其较快经济发展水平所创造出的较多的就业机会是分不开的。

2．地区间劳动力迁移特征分析

以上分析了省内劳动力在城乡间的迁移特征，但是这并不足以反映劳动报酬上涨后劳动力的迁移趋势。以下仍以三大地带为分析单元，对进入劳动报酬上涨阶段的劳动力迁移规模变动进行分析。表 3 和表 4 分别是 2000 年和 2005 年迁入地的外省人口分布对比和迁出地的迁移目的地人口分布对比。

表 3　2000 年三大地带劳动力迁入规模比重

现住地 \ 户口登记地	2000 年			2005 年		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
东部	16.03%	52.49%	31.48%	15.31%	52.96%	31.73%
中部	34.23%	37.21%	28.56%	32.90%	40.21%	26.89%
西部	18.76%	27.62%	53.62%	18.06%	29.29%	52.65%

数据来源：根据 2000 年人口普查资料计算得出。

从表 3 可以看出，迁移到东部地区的外省劳动力主要来自中部地区与西部地区，并且 2000 年—2005 年比重都变化不大，从 83.97%—84.69%，有小幅上升；迁移到中部地区的外省劳动力以东部和中部地区迁移人口为主，2000 年—2005 年比重也变化不大，从 71.44%—73.11%，同样有小幅上升；迁移到西部地区的外省劳动力主要来自西部地区，2000 年—2005 年比重也变化不大，从 53.62%—52.65%，有小幅下降。

表 4　2005 年三大地带劳动力迁出规模比重

现住地 \ 户口登记地	2000 年			2005 年		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
东部	70.31%	85.84%	71.59%	78.29%	89.77%	80.06%
中部	14.85%	6.02%	6.43%	10.92%	4.43%	4.41%
西部	14.83%	8.14%	21.98%	10.79%	5.80%	15.53%

数据来源：根据 2005 年 1%人口抽样调查资料计算得出。

从表 4 可以看出，东部地区和中西部地区的劳动力迁出目的地主要仍是东部地区，从 2000 年—2005 年比重在不断扩大，增加幅度从 4%—8%不等；迁移目的地为中部和西部地区的外省劳动力规模比重 2000 年时就不高，到了 2005 年更是下降了几个百分点，这也许是东部和中西部地区的劳动报酬差距发挥了作用。在

劳动报酬快速上涨的这几年，虽然是全国普涨，但由于东部地区的劳动报酬基数大，上涨幅度高，劳动报酬绝对量相比于中西部地区有更大的吸引力。因此东部地区、中西部地区的人口迁移目的地主要都是东部地区。但是表 3 在东部地区迁入人口的比重对比中，我们发现三大地带人口迁入的比例变化细微，是否可以理解为迁移规模变化不大，或者说中西部地区转移到东部地区的劳动力数量有限，已经达到上限，如果是这样的结论，劳动报酬上涨所吸引的劳动力转移有限，那么在无法降低劳动成本的情况下，企业将选择产业转移的路径，将产业输出至劳动成本较低的地区继续运营。

四　制造业各行业产业转移趋势分析

1．制造业分布格局回顾

通过把握制造业在各地区间的分布特征，更加全面、科学的看待产业转移问题。

（1）主要制造业空间分布趋于集中

通过计算集中度指标，2007 年与 1997 年相比，主要制造业13的地理集中程度都有比较明显的提高。分行业看，2007 年，纺织工业和通信设备、计算机及其他电子设备制造业的 CR3 都在 65%以上；化学原料及化学制品制造业和普通机械和专用设备制造业的 CR3 接近 50%；CR3 最低的交通运输设备制造业也接近 30%。

2007 年集中度最高的是通信设备、计算机及其他电子设备制造业，CR3 为 68.3%，比 1997 年提高了 15.43 个百分点；最低的有色金属冶炼及压延加工业也达到了 29.16%，提高 5.44 个百分点。通信设备、计算机及其他电子设备制造业的 CR8 达 93.53%；最低的有色金属冶炼及压延加工业也达到了 62.83%。见表 3。

（2）制造业集中分布在东部沿海地区

2007 年，我国主要制造业集中分布在东部的广东、江苏、山东、浙江、上海、河北等沿海地区；总产值规模排在前四位的地区除了因为石油加工及炼焦业的山西和因为有色金属冶炼加工业河南之外，其余的都是东部地区和东北地区。

从制造业的空间集中趋势来看，自然资源条件对产业布局的影响逐渐减弱，代之以交通位置、产业基础、经济活力和经济战略都成为影响工业布局的主要因素。不仅资本和技术密集型的工业向东部地区集中，而且资源型产业也逐渐向东

[13] 本文按照《国民经济行业分类与代码》（GB/T 4754-2002）选择了 12 个二位数行业进行研究，选择的依据是这些行业在工业中占有较大的比重，2007 年在工业总产值中的比重占近 2%或者 2%以上，总计占工业总产值的 57%。数据来源于相关年份的《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》。

部地区集中，中西部地区的资源优势没有充分地转化为产业优势。东部地区的资源型产业不仅挤压了中西部地区资源型产业的发展空间，也在一定程度上挤压了以高端技术为依托的现代装备制造业和高新技术产业的发展空间。

表 5　2007 年主要制造业的 CR1、 CR3、CR8 地区一览表

制造业行业	CR_1	CR_3	CR_8	CR_8 省区市（按由高到低顺序）
1．纺织工业	23.03	65.05	86.53	苏、浙、鲁、粤、豫、闽、冀、鄂
2．造纸及制品业	16.89	39.09	70.62	鲁、粤、苏、浙、豫、闽、冀、沪
3．医药制造业	13.72	32.88	59.46	鲁、苏、浙、粤、豫、川、冀、沪
4．石油加工及炼焦业	12.84	34.85	60.71	鲁、辽、粤、晋、沪、苏、浙、黑
5．化学原料及化学制品制造业	19.32	46.26	71.33	苏、鲁、粤、浙、沪、豫、辽、冀
6．黑色金属冶炼及延压加工业	15.59	39.23	65.61	冀、苏、鲁、辽、晋、津、沪、豫
7．有色金属冶炼及延压加工业	10.63	29.16	62.83	苏、豫、鲁、粤、浙、赣、滇、湘
8．通用设备制造业	18.27	48.68	79.63	苏、鲁、浙、沪、辽、粤、豫、川
9．专用设备制造业	16.89	39.09	70.62	鲁、苏、粤、浙、豫、辽、沪、湘
10．交通运输设备制造业	10.70	28.60	65.45	粤、苏、鲁、沪、浙、吉、鄂、渝
11．电子及通信设备制造业	34.92	68.30	93.53	粤、苏、沪、京、津、鲁、浙、闽

2．地区间产业转移的衡量方法

根据付保宗的分析观点[14]，产业转移分为绝对转移和相对转移，前者是指产业从一地转出到异地，使转出地产业规模绝对下降，转入地产业规模绝对增加，从统计的角度看应与投资统计上的迁建投资密切相关。而后者是指不同区域间的产业规模相对比例发生变化，从统计的角度看体现为区域间产业重心的转移。近年来我国东部、中部和西部地区各产业产业增加值都在不断扩大，产业规模都处于扩张状态，因此我国东部地区产业并未发生绝对转移，而是仅仅发生了相对转移。

本文在借鉴范剑勇[15]的区域产业转移衡量方法中的相对比较思想的基础上，拟采用各地区相应行业增加值占全国该行业增加值比例的变化，对地区的产业相对转移状况进行衡量。该方法具有两个优点：一是可以克服只考虑产值份额最高地区变化进行衡量所带来的准确性不足的缺陷；二是有利于揭示产业转移的承接地区的分布特征。

3．东中西部地区间产业转移的趋势和特征

表 6　2001 年和 2007 年三大地带各行业增加值占比

	东部		中部		西部	
	2001	2007	2001	2007	2001	2007
食品加工业	58.2%	55.2%	26.1%	27.6%	15.7%	17.2%
食品制造业	66.8%	55.3%	22.6%	28.7%	10.6%	16.0%
饮料制造业	54.8%	45.9%	21.4%	23.8%	23.9%	30.3%

[14] 付保宗：《中国产业区域转移机制问题研究》，中国市场出版社 2008 年版，第 6 页。
[15] .长三角一体化、地区专业化与制造业空间转移[J].管理世界, 2004(11): 77-85.

烟草制造业	32.0%	39.4%	25.8%	28.1%	42.2%	32.6%
纺织业	78.6%	80.0%	14.8%	13.4%	6.6%	6.6%
造纸	70.9%	71.9%	19.9%	20.2%	9.2%	7.9%
石油加工及炼焦业	60.7%	62.0%	24.6%	23.8%	14.8%	14.2%
化学原料制品制造业	68.3%	68.6%	18.6%	17.8%	13.0%	13.6%
医药制造业	57.1%	55.8%	24.1%	25.4%	18.9%	18.8%
化学纤维制品业	81.6%	86.0%	13.3%	9.4%	5.1%	4.6%
非金属矿物制品业	62.3%	60.0%	23.8%	27.3%	13.8%	12.7%
黑色金属加工业	61.0%	63.3%	22.9%	21.8%	16.1%	14.9%
有色金属加工业	40.8%	38.0%	28.8%	33.0%	30.5%	29.0%
金属制品业	83.9%	84.3%	10.4%	11.0%	5.7%	4.7%
通用设备制造业	77.6%	77.2%	14.0%	14.6%	8.4%	8.2%
专用设备制造业	72.0%	67.5%	19.9%	21.4%	8.1%	11.1%
交通运输设备制造业	55.1%	60.6%	32.4%	25.4%	12.6%	14.1%
电气机械器材制造	84.3%	81.6%	10.8%	12.3%	4.9%	6.1%
电子通信设备制造	88.6%	91.2%	5.4%	4.4%	5.9%	4.4%
仪器仪表机械	83.0%	83.5%	9.0%	10.5%	8.0%	6.0%

表 6 分析结果显示东中西部地区间发生产业转移的产业数量以及产业转移的规模都不大，20 个制造业行业中，东部地区向西部地区的产业转移只有 9 个，剩余 11 个行业仍不断从中部和西部地区向东部集中，东部地区向中部和西部地区的产业转移尚处于起步阶段。

从转移的行业来看，相对转移有以下三个特征：首先，东部地区发生相对转移的产业，主要是在全国具有绝对规模优势的产业（产业增加值占全国同行业的比重超过 50%）。从东部地区发生相对转移的产业来看，2001 年至 2006 年期间发生转移的 9 个产业中，有 7 个产业在全国占有绝对规模优势，占绝对规模优势产业数量比例占转移产业总数的 78%。其次，大多数转移产业为资源依赖型行业和资本密集型产业率先发生转移，典型的劳动密集型如纺织业、造纸等行业却并未发生相对转移。2001 年至 2007 年期发生产业转移的 9 个产业中，属于劳动密集型产业的只有食品制造业和专用设备制造业，只占转移产业总数的 22%。第三，部分技术资本密集型产业先于劳动密集产业开始往中西部地区进行转移。近年来，东部地区典型的劳动密集型产业—纺织业，不仅没有发生产业转移反而出现大幅增长，产业绝对优势进一步加强。与此同时，属于技术密集型的医药制造业却发生了产业转移，东部和西部集中向中部地区转移；而属于资本密集型的电气机械器材制造业则从东部地区向中部和西部扩散。

为考察我国东部地区产业转移的区位选择特征，本文还将东部地区产业转移目的地分布和转移的相对规模进行了分析（统计结果见图 3）。在 2001 年至 2007 年期间，东部地区转移产业主要倾向于向中部地区转移。首先从承接的相对产业

转移的数量上来看，中部地区比西部多 4 个；其次从承接的相对产业转移的相对规模来比较，中部地区也比西部地区产业转移规模大；最后从图中可以看出，中部地区吸引东西部的部分产业向中部地区集中。未来中部地区作为承东启西的枢纽，将成为东部地区产业转移的重点承接地。

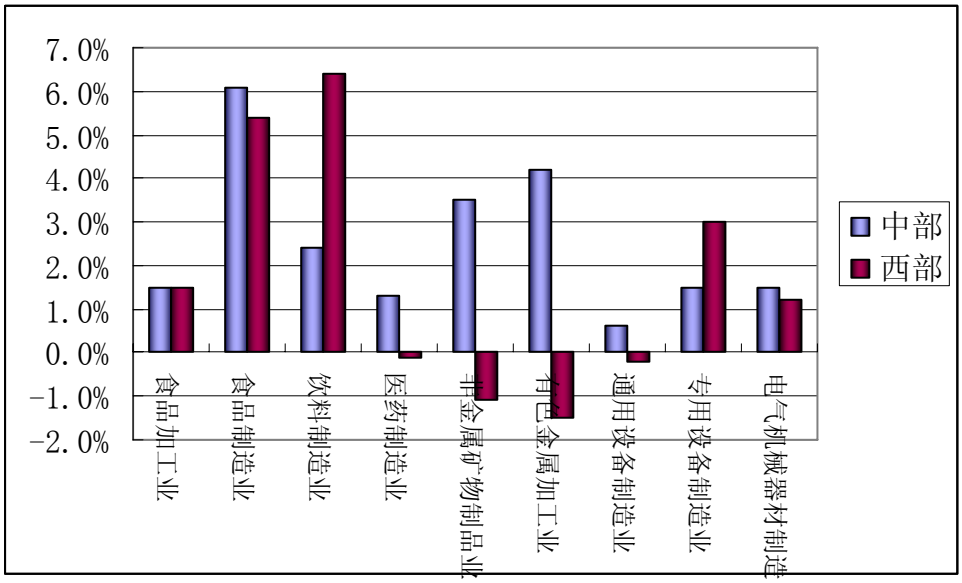


图 4　中西部地区产业转移相对规模

五 产业转移的空间检验与分析

我们前面分析中得出，各个地区的劳动报酬都在成倍增长，产业规模也翻倍扩大，仅仅从三大地带来观察劳动报酬上涨对产业转移的影响显得过于宏观。以下我们从空间相邻省份、地带内部、地带相邻省份三个视角考察国内 31 个地区的劳动报酬涨幅是否具有传导性以及产业规模扩张幅度在空间上的关联度。我国正处在产业转移的起步阶段，产业转移规模还很小，如果单从产业份额的变动来看，中西部地区所占份额小，比重低，变动幅度有限。如果实现了产业转移，中西部地区产业增加值的增长速度将很快，产业规模增长率的地区分布会形成低增长率与高增长率相邻的趋势。

1．空间自相关分析

用来调查地区间在地理上的交互作用的研究模式是空间自相关。检验变量在地区间是否存在空间自相关的方法有：Moran’s I 指数检验、极大似然 LM-Error 检验以及极大似然 LM-Lag 检验等一系列检验方法(Anselin，1988)[21]。其中，最常用的是 Moran 所提出的 Moran’s I 检验，Moran’s I 的表达式为：

$$I=\frac{n}{S}\frac{\sum_{i=1,i\neq j}^{n}\sum_{j=1}^{n}v_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2} \qquad (8)$$

其中 I 为 Moran 指数，是检验空间自相关分析的指标，x_i 是省份 i 的自相关对象分别指代分行业劳动报酬增长率和分行业产业规模扩张率，分行业劳动报酬增长率用的是 2007 年相对 2001 年的增长幅度，分行业产业规模扩张率用的是 2007 年相对 2001 年的分行业增加值增长幅度计算，通过考察分行业劳动报酬增长率和分行业产业规模扩张率，检验各地区分行业的劳动报酬变动和产业规模变动在空间上是否会对其他地区有影响，产生的效果方向如何。$\bar{x}$ 是所有省份的变量平均值，$S=\sum_{i=1,i\neq j}^{n}\sum_{j=1}^{n}v_{ij}$，n 是所有省份数，$v_{ij}$ 为二进制的邻接空间权重矩阵。Moran's I 指数在(-1，1)之间，若 Moran's I 指数显著为正值，则特定区域内观察值倾向于趋同；若 Mora's I 指数显著为负值，则特定区域内观察值倾向于趋异；若 Moran's I 指数近似于零，则特定区域内部空间分布独立。对 Moran's I 指数显著性的推断是运用随机置换，本文将随机序列定为 999，计算出假设显著性水平 p 值。

本文构造三类不同的矩阵：第一类是邻接矩阵，就是当两个省份拥有共同的边界就设定为 1，否则为 0；第二类是地带矩阵，用来考察地带对人均 GDP 和劳动参与率的影响，就是当两个省份在同一地带内就设定为 1，否则为 0；第三类是地带邻接矩阵，用来分析空间自相关中地带的影响效果，就是当两个省份在同一地带内拥有共同边界的情况设定为 1，否则为 0。运用 GeoDa 软件(Anselin, L., Syabri, I., Kho, Y., 2006）分析相关数据得到下表，表 7 显示的是用 Moran's I 指数法得出的三类不同的人均 GDP 和劳动参与率的空间自相关检验。

表 7. 2001-2007 分行业劳动报酬增长率和产业规模扩张率的空间自相关检验

Moran coefficient of spatial spatial autocorrelation in per-capital GDP and labor participate rate

对象 \ 矩阵	劳动报酬增长率 Moran's I 指数			产业规模扩张率 Moran's I 指数		
	邻接矩阵	地带矩阵	地带邻接矩阵	邻接矩阵	地带矩阵	地带邻接矩阵
食品加工业	0.4639 (0.001)**	0.2763 (0.003)**	0.5411 (0.001)**	0.161 (0.034)*	-0.0588 (0.473)	0.0579 (0.238)
食品制造业	-0.0265 (0.53)	-0.0051 (0.757)	-0.0423 (0.465)	0.0933 (0.122)	0.1194 (0.035)*	0.2131 (0.049)*

饮料制造业	0.0059	-0.0385	0.0858	0.2624	0.0438	0.0918
	(0.334)	(0.597)	(0.18)	(0.014)*	(0.13)	(0.187)
烟草制造业	0.383	0.0403	0.431	0.0218	-0.1075	-0.0384
	(0.001)**	(0.14)	(0.001)**	(0.577)	(0.016)*	(0.477)
纺织业	-0.1693	-0.0847	-0.1984	0.0417	-0.0149	-0.0546
	(0.063)	(0.173)	(0.073)	(0.499)	(0.761)	(0.334)
造纸	-0.0109	0.0904	0.0338	0.0327	-0.0208	0.0345
	(0.593)	(0.175)	(0.481)	(0.013)*	(0.858)	(0.009)**
石油加工及炼焦业	-0.0109	-0.0458	-0.009	0.1134	0.0046	0.2065
	(0.614)	(0.474)	(0.754)	(0.027)*	(0.159)	(0.013)*
化学原料制品制造业	0.1013	-0.0598	0.1322	0.0066	-0.0813	-0.0165
	(0.097)	(0.457)	(0.132)	(0.353)	(0.294)	(0.539)
医药制造业	-0.0469	0.1709	0.1041	-0.143	-0.0147	-0.2271
	(0.469)	(0.009)**	(0.179)	(0.146)	(0.707)	(0.087)
化学纤维制品业	-0.2211	-0.0994	-0.2128	0.1166	-0.0378	0.0235
	(0.024)*	(0.074)	(0.079)	(0.047)*	(0.516)	(0.196)
非金属矿物制品业	0.2371	0.1717	0.3301	0.0292	0.0598	-0.1083
	(0.015)*	(0.023)*	(0.011)*	(0.269)	(0.087)	(0.329)
黑色金属加工业	0.1256	0.0466	0.1273	0.0553	0.0336	0.05
	(0.091)	(0.116)	(0.153)	(0.2)	(0.146)	(0.277)
有色金属加工业	0.077	0.0944	0.1352	-0.0182	0.01	-0.0389
	(0.169)	(0.056)	(0.14)	(0.595)	(0.204)	(0.482)
金属制品业	0.1749	0.2588	0.2742	0.2592	0.1049	0.3111
	(0.033)*	(0.001)**	(0.014)*	(0.007)**	(0.037)*	(0.017)*
通用设备制造业	0.0028	0.0085	0.0435	-0.0972	0.0018	-0.1335
	(0.35)	(0.206)	(0.252)	(0.294)	(0.212)	(0.258)
专用设备制造业	0.0601	0.0844	0.0591	0.0644	0.0129	0.1669
	(0.206)	(0.066)	(0.277)	(0.072)	(0.112)	(0.013)
交通运输设备制造业	0.1863	0.0296	0.0688	-0.1141	0.0534	-0.1433
	(0.026)*	(0.163)	(0.227)	(0.246)	(0.091)	(0.205)
电气机械器材制造	0.0921	0.1171	0.1964	-0.1517	-0.044	-0.1299
	(0.095)	(0.022)*	(0.031)*	(0.109)	(0.523)	(0.238)
电子通信设备制造	0.0389	0.0407	0.0889	0.0927	-0.0925	-0.0877
	(0.247)	(0.133)	(0.17)	(0.164)	(0.013)*	(0.273)
仪器仪表机械	0.1249	0.05	0.1333	0.1963	-0.0261	0.1788
	(0.086)	(0.12)	(0.122)	(0.019)*	(0.639)	(0.054)

注：**表示虚拟 p 值在显著性为 1%的水平上拒绝零假设；*表示虚拟 p 值在显著性为 5%的水平上拒绝零假设。

劳动报酬增长率的 Moran’s I 指数的检验结果显示：（1）12 个行业的劳动报酬增长率 Moran’s I 指数的三类矩阵结果都不显著，这些行业的劳动报酬上涨在地区间属于独立分布，上涨幅度与周边其他地区没有联系；（2）3 个行业的劳动报酬增长率 Moran’s I 指数的三类矩阵都显著为正，其中食品加工业和非金属矿物制品业的分布较为相近，邻接矩阵的 Moran’s I 指数比地带矩阵的值

大，表明跨地带的劳动报酬增长率分布更加相关，而地带矩阵的 Moran’s I 指数比地带邻接矩阵的值小，表明地带内部相邻省份的劳动报酬增长率的分布最相似；金属制品业也是地带内部相邻省份的劳动报酬增长率的分布最相似，略有不同的是邻接矩阵的 Moran’s I 指数比地带邻接矩阵的值小，表明地带内部的劳动报酬增长率分布更为相似；（3）5 个行业的劳动报酬增长率 Moran’s I 指数的三类矩阵部分显著不为零，其中烟草制品业为典型的相邻省份相似趋势，地带矩阵不显著为正；医药制品业地带矩阵显著为正，表明地带内部的省份劳动报酬增长率有趋同趋势；化学纤维制品业只有邻接矩阵显著为负，表明跨地区的相邻省份存在低增长率和高增长率相邻的趋势；交通运输设备制造业只有邻接矩阵显著为正，表明跨地区的相邻省份劳动报酬增长率有明显趋同趋势；电器机械及器材制造业地带矩阵的 Moran’s I 指数比地带邻接矩阵的值小，表明地带内部的相邻省份劳动报酬增长率分布更为相似。

产业规模扩张率的 Moran’s I 指数的检验结果显示：（1）10 个行业的产业规模扩张率 Moran’s I 指数的三类矩阵结果都不显著，这些行业的规模扩张在地区间属于独立分布，与周边其他地区没有联系；（2）金属制品业的产业规模扩张率 Moran’s I 指数的三类矩阵都显著为正，邻接矩阵的 Moran’s I 指数比地带矩阵的值大，表明跨地带的产业规模扩张率分布更加相似，而地带矩阵的 Moran’s I 指数比地带邻接矩阵的值小，表明地带内部相邻省份的产业规模扩张率的分布最相似；（3）9 个行业的产业规模扩张率 Moran’s I 指数的三类矩阵部分显著不为零，其中食品加工业、饮料制造业、化学纤维制品业和仪器仪表机械等 4 个行业只有邻接矩阵显著为正，表明跨地区的相邻省份产业规模扩张率有明显趋同趋势；造纸业和石油加工及炼焦业为典型的相邻省份趋同趋势，地带矩阵不显著为正；烟草制造业和电子通信设备制造只有地带矩阵显著为负，表明地带内部省份存在低增长率和高增长率相邻的趋势；食品制造业的地带矩阵的 Moran’s I 指数比地带邻接矩阵的值小，表明地带内部的相邻省份产业规模扩张率分布更为相似。

通过运用空间自相关分析劳动报酬增长率和产业规模扩张率的省份间分布，我们得出大部分行业的劳动报酬涨幅和产业规模变动在地区间的分布不具有空间相关性，而 Moran’s I 值显著不为零的行业空间相关性大多不是发生在跨越地带的相邻省份，而是地带内相邻省份间，从这点我们推断规模不大的区域间产业转移也更可能发生在相邻地区之间，尤其是同一地带的相邻地区之间。

2．地区间产业转移缓慢的原因探讨

以上分析发现，我国目前的地区间产业转移规模小、进程慢，并没有形成大规模的产业转移趋势，造成这种现象主要有三方面的原因：

（1）产业转移成本过高

如果说降低生产成本是企业在地区间进行转移的最主要动因，那么产业转移的决策主要取决于转移是否能够实现企业生产成本的降低。从上文的分析可以看出，我国东部地区大多数资源及劳动密集型产业单位劳动成本已经不具备优势，但是大多数资源及劳动密集型产业并没有在数据上体现出明显的向中部和西部地区转移的趋势。一方面大多数资源及劳动密集型产业并没有充分发展达到转向衰落的阶段，仍然具有一定发展优势与空间；另一方面产业转移所要支付的沉没成本削弱了企业迁移的积极性。

（2）东部省区产业转移首先转向本省不发达地区及周边地区。

我国东部各省区地域宽阔自身发展不平衡，同一省区各地区经济发展水平差异较大，近些年为促进本省区域协调发展均出台了许多有力政策措施，鼓励本省发达地区产业与资本向不发达地区转移，客观上造成东部省区产业向中西部省区转移的拦截，致使中西部省区承接东部地区产业转移少而缓慢。

（3）东部产业环境与集群优势延缓产业转移。

虽然东部沿海地区资源及要素成本相对高，但制度成本低，产业集群发达，企业集聚发展，产业组织内外部交易成本很低，集群产生的锁定作用十分明显。像东部地区广东东莞、江苏昆山等地许多劳动密集型及 IT 产业的集群发展就是如此。而中西部在市场环境、产业综合配套及产业集群发展上与东部省区差距较大，虽然资源要素成本较低，但产业企业正常运行成本过高，竞争力不强，一定程度上延缓承接产业转移。

六 结论

数据显示劳动报酬的持续上涨伴随着单位劳动成本的下降，特别是中西部地区的单位劳动成本在制造业的许多行业开始显示出比东部地区更具有优势，这一结论支持东部地区劳动密集型企业向中西部地区转移。但是从目前产业转移的规模和数量来判断，这一转移才处于起步阶段，在转移的产业类型上，既有劳动密集型产业的转移，又有资本密集型和技术密集型产业的转移，劳动密集型产业转移态势整体上不明显。但东部地区向中西部地区转移产业这一趋势不会改变，随着劳动力、土地等成本不断上升以及环境和能源约束条件的强化，东部沿海地区的劳动密集型企业终将失去所有利润空间，向中西部转移以谋出路。

参考文献：

[1] 孙久文.《走向2020年的我国城乡协调发展战略》，中国人民大学出版社2010年版，276-277。

[2] 付保宗.《中国产业区域转移机制问题研究》，中国市场出版社2008年版，第6页。

[3] 范建勇. 长三角一体化、地区专业化与制造业空间转移[J].管理世界, 2004（11）：77-85.

[4] 都阳，曲明. 劳动报酬、劳动生产率与劳动力成本优势——对2000一2007年中国制造业企业的经验研究[J].中国工业经济，2009（5）：25-35.

分报告 7：

什么因素导致劳动争议上升？

内容摘要：进入 2010 年以来，随着“富士康跳楼”事件的逐步升级，中国劳动争议和劳动者权益保护等问题成为社会各界关注的焦点。事实上中国劳资纠纷问题的产生由来已久，只不过在 30 年改革开放以及经济市场化和工业化进程当中，由于大量农村人口进入城镇和国有企业改制等原因造成中国经济在高速成长的过程中一直伴随着较大的就业压力。严峻的就业问题一定程度上掩盖了劳资关系问题。目前中国劳动争议的基本状况是怎样的？未来有怎样的发展趋势？劳动争议数量和类型的变化反映了我国劳动市场本身怎样的变化？本文的研究目的在于对影响中国劳资纠纷的因素进行一个初步的定量分析，在此基础之上对未来中国劳资冲突的发展趋势进行预测，特别是对未来企业劳动成文的变化趋势作出分析。

通过本文的实证分析，我们大致发现了如下结论。

第一，如果假设中国劳动市场的发展与西方发达国家劳动市场发展的进程相似，劳动争议与经济发展之间也存在着一个先增后降的倒“U”关系的话。目前我国正处于倒 U 型曲线的左边，这也就意味着在目前阶段随着经济发展，劳动争议将会继续增加，而劳动争议作为劳动市场存在的摩擦本身就会提高未来企业的劳动成本。

第二，数据分析显示 2008 年，劳动争议增加的主要省份来自于那些制造业和第三产业就业比重更大的省区，也就是产业结构更为先进的省区，这些省区所面临的劳动力成本提升压力更大。

第三，数据显示自 2008 年新的《中华人民共和国劳动合同法》开始实施以后，劳动争议的数量出现了快速的增长。我们认为新的政策法规的出台，实际上起到的更大作用是降低了维权的成本，劳动争议数量也会增加。我们同时也发现，在控制了其他变量以后劳动争议较多的省市也往往是法律建设较好的地区。因此，我们推测，随着我国法治的更加健全，在未来一定时期内劳动争议的数量可能会进一步增强。

一、问题的提出

进入2010年以来，随着“富士康跳楼”事件的逐步升级，中国劳动者权益保护以及劳资冲突等问题成为社会各界关注的焦点。改革开放以来，在中国经济的转型过程中，劳资关系也发生了巨大的变化。中国经济转型可以分为经济结构转型和经济体制转型两个方面。从经济结构方面看，根据经济发展的一般规律，随着工业化水平提高，农业部门劳动人口比例会逐渐下降，工业、建筑业和服务业等第二、三产业所吸收的就业人口比重增加。在此过程中，大量农业剩余劳动力和处于隐性失业状态的农业劳动力受城乡工资差异等利益驱动，涌向城市经济部门，构成了庞大的劳动供给。改革开放以来的30年内，从总体上来看中国的劳动力市场在相当长时期都处于供大于求的形势，尤其是在一些劳动技能要求较低、适于非熟练工人就业的行业或非正式经济部门，劳动供需矛盾更为突出，这造成劳资谈判实际地位不平等，劳资关系紧张。而从经济体制转型角度来看，传统计划经济时期的劳资关系转向以市场为导向的劳资关系，从较为单一的国有企业与职工的劳资关系转向复杂多样的各种所有制企业与不同身份工人的劳资关系，劳资关系由劳资双方利益一致、相互合作转向劳资双方利益对立、既冲突又合作的复杂关系。

另一方面，我们发现2009年以来随着中国走出经济危机的阴影，“民工荒”问题再次成为中国经济的热门话题。伴随着民工荒，一方面，我们看到各地纷纷提高当地最低工资标准，企业劳动成本上升，同时大量劳动密集型企业开始从沿海地区向劳动成本更低的内陆和中西部地区迁移。另一方面，我们看到企业和劳动者之间的冲突和争议不断增加，特别是2008年出现了加速上涨的势头，甚至出现了“富士康”员工自杀和广东南海停工等事件发生。

在劳动市场出现上述变化的同时，国内许多学者对中国劳动市场的现状，未来劳动力的供给问题进行了热烈的讨论，特别是中国是不是处在所谓的刘易斯拐点，未来劳动市场的变化对中国劳动成本和经济增长动力甚至中国经济结构的调整将产生怎样的影响成为研究和讨论的焦点。

劳动争议作为反映劳动市场运行状况的指标随着劳动市场的变化而变化，并且会对劳动市场产生一定的反作用，进而影响到未来企业的成本和宏观经济增长的动力。这正是本研究所关心的问题。

二、我国劳资关系的现状

在本小节中，我们通过劳动市场争议的总量特征、结构特征、劳资纠纷产生的原因以及劳动争议案件的处理情况等四个方面对我国劳动争议的现状进行简单说明。

（一）、劳资纠纷的总量特征

近年来，我国劳资纠纷问题最显著的特征是纠纷的数量和涉及的人数都呈现不断增长的趋势。根据《劳动统计年鉴》，1996年我国相关部分受理的劳动争议案件为48121件，涉及劳动者人数为189120人；2008年相关部分受理的劳动争议案件达到693465件，涉及劳动者人数为1214328人，案件数量和人数分别为1996年的14.4倍和6.4倍。图1反映了近年来我国劳动争议案件的变化情况。可以发现，自2004年至2007年，劳动争议涉及的劳动者数量曾经出现下降趋势，从2003年80万人下降到2007年约65万人，虽然在此期间劳动争议的数目仍然在上升，显示在此期间劳动争议的平均规模在下降。

然而一个非常引人注目的现象是2008年劳动争议数目和涉及劳动人数都呈现快速上升现象。导致这一现象的原因可能是多方面的，然而2008年开始实施的《中华人民共和国劳动合同法》可能是导致劳动纠纷和人数增加的原因之一，因此我们将对2008年的情况进行特别关注。

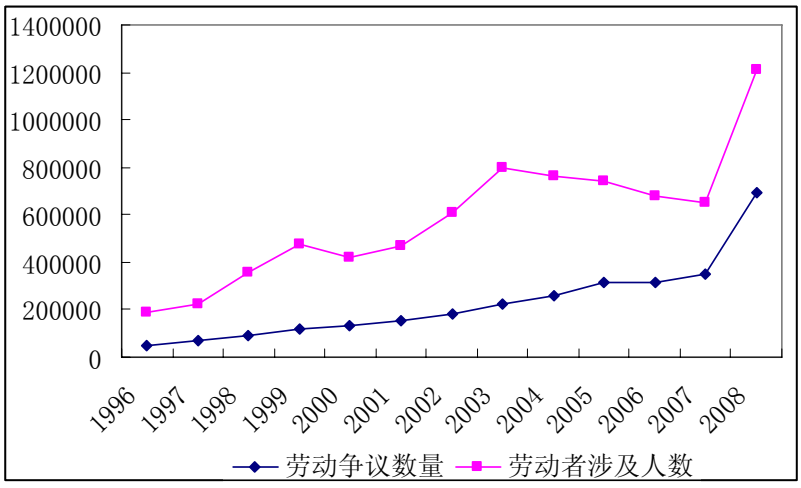


图 1 中国劳动争议受理数及涉及劳动者人数

（二）、劳资纠纷的结构特征

我们首先关注的是集体劳动争议和个体劳动者争议案件的比重变化关系。

劳动争议主要分为集体劳动争议和劳动者申诉案件两种类型。图2计算了1996-2008年集体争议案件及其涉及人数在案件总数和涉及劳动者总数中所占的比例。从总数上来看，集体案件仅占据劳动争议总数的一小部分，并且在近年来

呈现不断下降趋势。1998年集体案件占总案件数的7.5%，到2008年这一比例下降到3.2%左右。集体劳动争议涉及的劳动者人数所占比例也呈现下降趋势，1998年集体劳动争议涉及劳动者人数占涉案劳动者人数的48.8%，1998年达到最高70%，而到2008年则下降到41.4%。上述数据表明近年来我国劳动争议在总数增加的同时日益显示出规模小型化特征。

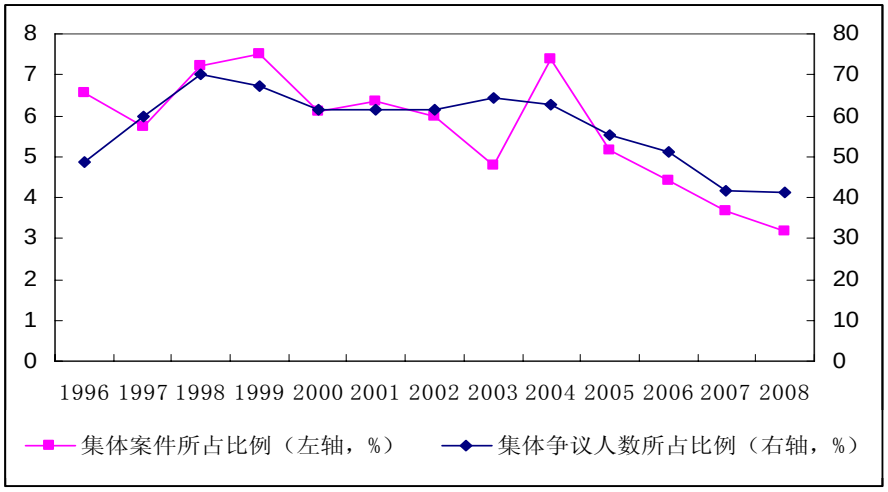


图 2 集体劳动争议及其涉及劳动者人数所占比例

接下来，我们按照争议原因的结构变化进行分析。导致劳动争议发生的原因主要是劳动报酬、社会保险及福利待遇和劳动合同问题。（图3）计算了劳动争议产生的原因及其结构，劳动报酬是导致劳动争议的最主要原因。2001-2007年大约37%左右的劳动争议源于劳动报酬问题，2008年该比例上升为43%；社会保险及福利待遇问题所导致的劳动争议2002-2006年基本稳定在35%左右，2007年之后呈现下降趋势，分别下降到33.5%和29.6%；而劳动合同问题从2001年的36%下降到2003年的27%左右，此后并一直保持稳定。

在导致劳动争议的合同问题中最重要的是劳动合同的变更、解除和终止三大类。（图4）计算了三大类合同问题的比例，其中劳动合同解除问题是导致劳动争议的最主要形式，并且在近年来呈现不断上升的趋势，1997年约为55%，2007年大约上升到80%；而其他的两种合同问题的比重呈现不断下降的趋势。

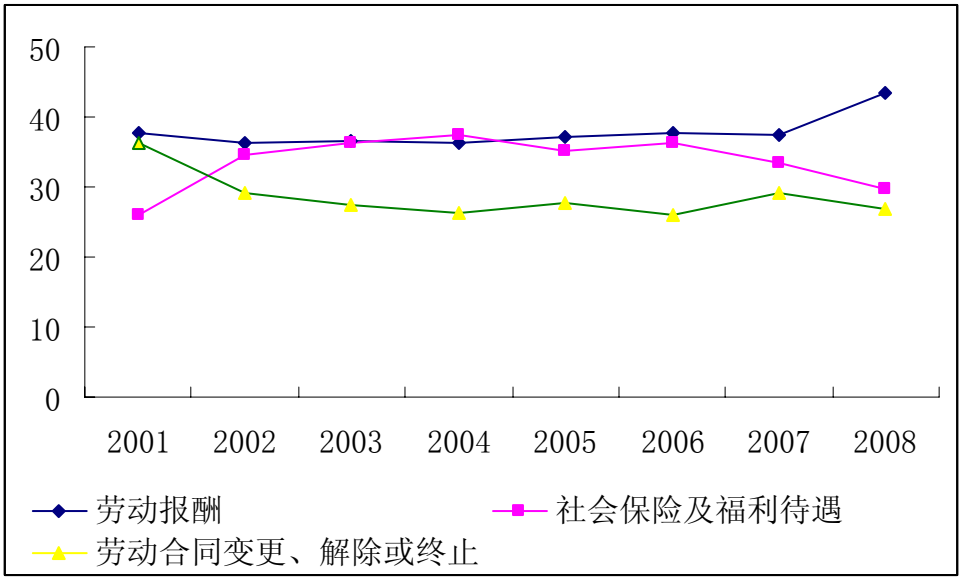


图 3 导致劳动争议的原因分析

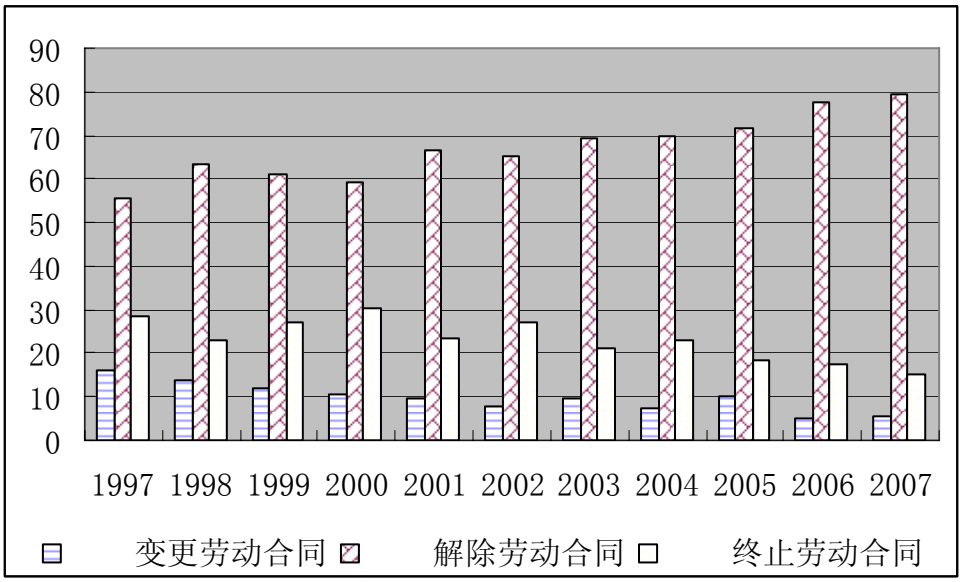


图 4 导致劳动争议的合同问题及其结构

（三）、劳动争议案件的处理情况

统计数据显示，我国争议解决的比例较高，图5计算了劳动争议解决方式及其比重。2001-2007年劳动争议结案数与当年受理数比例约为98%左右，2008年由于劳动争议案件数目的激增，该比例降低到90%。2000年之后仲裁裁决成为解决劳动争议的最重要方式，通过裁决解决的案件比例超过40%，仲裁调解的比例34%左右，并显示出缓慢上升趋势，通过其他方式解决的案件比例则在逐步下降。

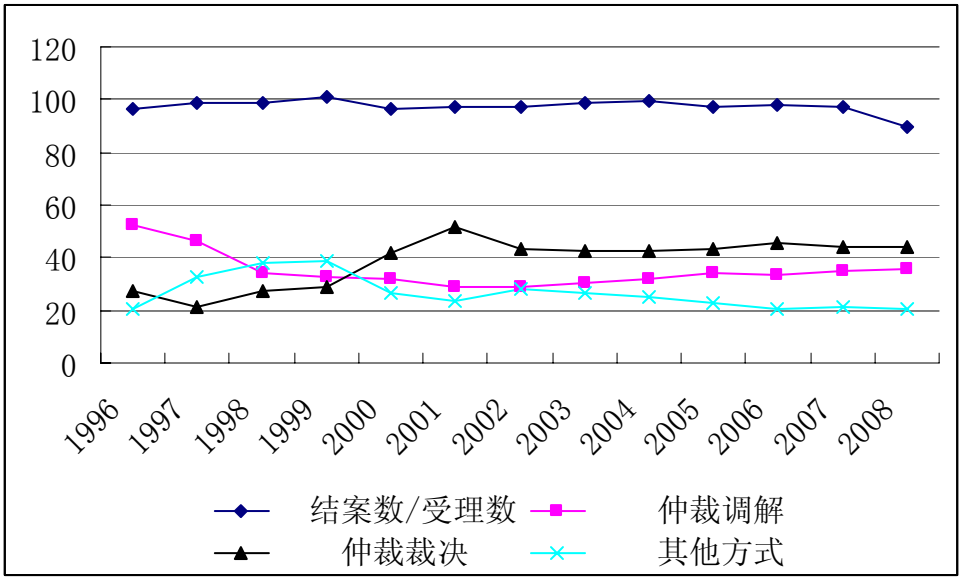


图 5 劳动争议解决方式及其比重

那么，劳动争议案件中，劳动者和企业双方各自胜诉的情况如何呢？从图6的数据来看，双方部分胜诉的劳动争议案件最多，逐年增长，2008年又有显著增加。劳动者胜诉案件数量一直高于用人单位胜诉案件数量，而且二者差距逐年递增，同样是在2008年二者差距迅速拉大。从图7中可以看出，尽管绝对数额在增长，但是，劳动者胜诉案件数的比例却逐年略有下降，用人单位胜诉的案件比例一直在一个固定水平上波动。近年来一直增加的是双方部分胜诉的劳动争议案件的比例，这也在一定程度上说明劳动争议案件日趋复杂多样。

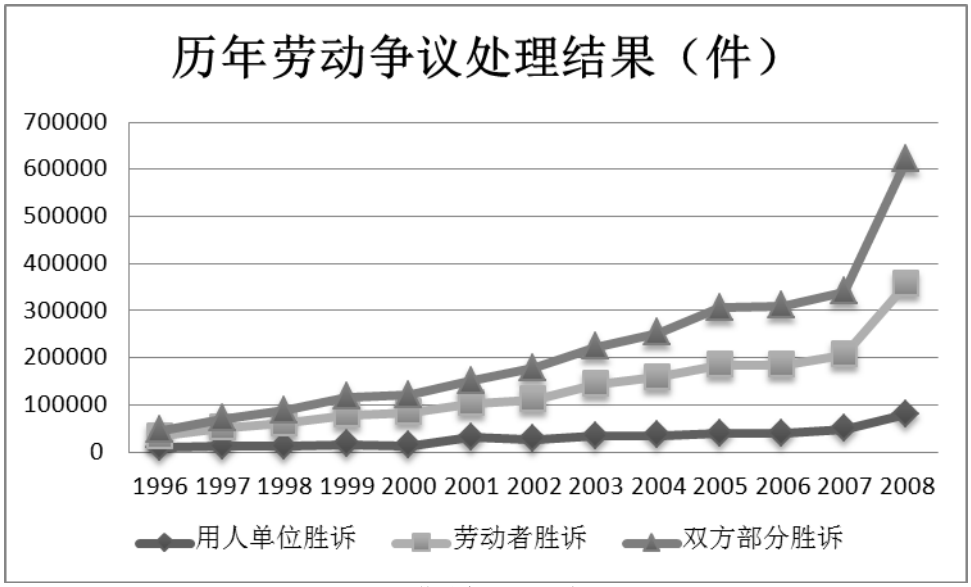


图 6 劳动争议处理结果

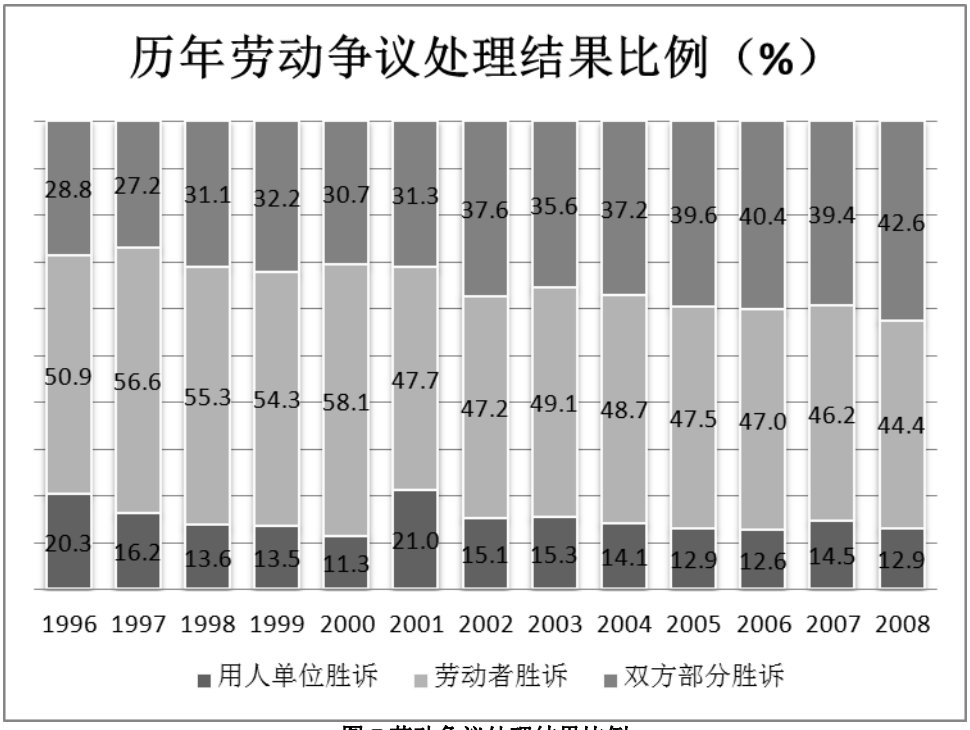


图 7 劳动争议处理结果比例

三、国内外劳动争议及劳动保护状况研究成果

目前我国正处于城市化和工业化进程当中，这一特殊现状决定了我国劳动争议可能具有一些特殊性。在研究我国劳动争议的决定因素之前，我们不妨首先对工业化国家发展过程中劳动争议问题的研究成果以及争议的坚决机制及其效果进行一个简单的回顾。从而在理论上和政策上为结果我国劳动争议问题提供有益的借鉴材料。

（一）、国外劳动争议的变化趋势及其研究成果

从直观上看，劳资纠纷可能是影响经济增长的重要因素之一，并且反过来可能受到经济增长和经济周期的影响。国外就劳动争议、罢工等劳动市场摩擦现象与经济增长的关系也已展开了相对深入的研究。徐晓红（2009）对二战之后国外关于劳资关系的研究进行了一个详细的总结，以下文献介绍借鉴了该文的研究成果。Ashenfelter和Johnson（1969）分析了工人罢工的数量和影响范围对生产率的影响。Weisskopf等（1983）将美国在1960年代中期以及1970年代生产率下降的原因归结为劳资摩擦上升所导致的劳动强度下降和企业短期投资行为所导致的创新滞后。Buchele和Christiansen（1999）首次编制了工人权利指数，进而通过对15个发达国家的实证分析验证了维护包括集体谈判权利、就业保护和收入保障在内的工人权益对生产率增长的促进作用，并指出合作的劳资关系通过激励工人对技术和组织创新作出积极贡献从而提高生产率的作用机理。

20世纪80年代之后，随着全球经济一体化进程加速，竞争环境全球化、劳资谈判分散化、更加灵活的工资、劳动配置和工场组织，发达国家劳资关系出现了新特点，学者们在关注发达国家劳资关系转变的同时，也开始将目光更多地投向全球化程度越来越高的亚洲发展中国家。Kuruvilla（2002）考察了日本、韩国、新加坡、马来西亚、菲律宾、印度和中国等亚洲七国20世纪90年代劳资关系的变化，试图找出亚洲发展中国家与西方发达工业化国家劳资关系的同质性和异质性。作者发现虽然亚洲各国劳资关系的制度安排不同，解决劳资冲突的机制不同，但维护劳资关系稳定，将劳资冲突视为经济增长的障碍这一点是共同的，全球化竞争的压力正推动着发展中国家劳资关系安排向西方发达国家的方向迈进。大量实证研究显示了这种收敛性的趋势。在对比日本与美国劳资关系异同的研究中作者发现，日本的劳资冲突在形式上经历了从集体争议到个体争议的过程，在内容上经历了从劳动报酬、劳动条件到劳动合同的过程，与美国“集体谈判几乎已被个体争议代替”的特点类似。国际金属劳工联合会(IMF)通过对中国劳动市场的考察后总结到，中国劳工没有自由组织或选择工会的权利，集体谈判权利和罢工权利很不完整；工人遭遇的是低工资、超时工作和恶劣的劳动条件，工作场所工人受伤的事故经常发生，就业机会缺乏；工人工作报酬极低，不平等程度正在上升16。

（二）、国内劳动争议研究成果

国内研究者对导致劳动争议的原因进行了较多的研究，由于我国劳动市场数据非常匮乏，对于特定劳动者群体的调差数据又往往缺少连续性，因此现有研究主要是集中在定性分析角度，如周业安、赵坚毅和宋紫峰(2007)等。徐晓红(2009)的研究是少有的定量研究，作者借鉴国外劳动争议发展的历史情况，假设中国劳资关系变化趋势遵循发达国家的演化路径，同时将影响劳动争议的因素区分为来那个大类：第一类是经济增长因素，包括经济增长率、失业率、城市化率、外贸依存度、工资增长率，与中国体制改革、工业化进程和全球化程度有关；另一类是社会保障因素，包括养老保险覆盖率、医疗保险覆盖率、失业保险覆盖率。在此基础之上，作者借助经济发展理论中的库兹涅茨曲线，通过面板数据研究了我国劳动争议与经济增长的关系。作者假设中国的劳动争议与经济增长之间可能存在二次函数关系，即在经济发展的初级阶段，劳动争议的数目随着经济增长增加而增加；然而等经济发展水平达到一定阶段后，劳动争议的数目随着经济增长而

[16]转引周业安等(2007)，资料来源 http://www.imfmetal.org/main/china/index.cfm?n=545&c=13552&l=2&ol=32

下降。

就劳动争议解决问题而言，周业安、赵坚毅和宋紫峰（2007）从中国转型时期劳动权评估和保障角度对我国劳动市场的状况进行了比较细致的研究。在该文中，作者通过样本调查数据特别提到了当发生劳资纠纷时，劳动者如何选择有效解决纠纷渠道的问题。根据作者的研究发现，在问及“如果出现劳资纠纷，您首先要做的是？”，结果近71%的受访者是选择自己找老板讨个说法，只有19%的受访者选择向当地劳动监察部门举报，不到1％的人选择向法院起诉。其他的受访者选择了第三方私下调解或者寻求媒体帮助。在要求受访者评价各种解决劳资纠纷途径的有效性时，仍然有近65％的受访者认为和老板协商最有效；23％以上的人选择了劳动仲裁最有效；有7％以上的人选择了通过媒体曝光；只有1％的人选择法院。”作者认为之所以出现上述现象和我国特定的劳资纠纷解决程序有关，也和现有的程序给劳动者设置了非常高昂的诉讼成本，使得劳动者无法求助法院解决问题。

佟丽华和肖卫东（2005）的调查结果表明，为了索要不足1000元的工资，完成所有程序，农民工维权需要直接支付至少920元各种花费；花费时间至少11-21天，折合误工损失550-1050元；国家支付政府工作人员、法官、书记员等人员工资至少是1950-3750元。综合成本在3420元-5720元之间。如果提供法律援助，则成本最少要在5000元，最高将超过9000元。虽然不是每个案件都要走完全部程序，但这只是最保守的计算，还没有计算农民工不得不多次往返家乡和打工城市之间的住宿、吃饭、交通等费用。而根据对17个案件调查情况来看，每个案件综合成本都超过10000元。可见，无论是通过仲裁还是通过法院诉讼，对底层劳工来说，都是一件极为费时费力的事情。正因为如此，在一般情况下，劳工总是寻求和雇主私了，而这往往又不成功，结果导致少数农民工不得不铤而走险，采取一些极端手段，来为自己争取应有的权益，极端手段的不断出现，正是体制在救助农民工方面的虚弱表现，现有的正式制度安排无法给这些工人提供应有的权利保障。[17]除此之外，有研究发现中国劳动争议与市场经济体制改革进程本身存在密切的相关性。Cooke（2002）对改制企业的案例研究表明，国企产权的变化使得劳资双方的利益鸿沟日益扩大，有可能加大劳动争议发生的可能性。周长城和吴淑凤（2000）对中外合资企业劳资关系的调查显示，中外合资企业因其所有制结构特征使工人地位的优越性不断弱化，企业劳资冲突日益表面化。

四、中国劳动争议变化影响因素的实证分析

下面，我们将利用面板数据模型对影响我国劳动争议发生频率的因素进行定量分析。

[17] 参见周业安、赵坚毅和宋紫峰（2007），第 49 页。

（一）、分析对象和模型选择

我们研究的对象是劳动争议案件发生的频繁程度。在分析过程中，我们将分别从两个维度进行考察，第一个维度是劳动争议案件总数，而第二个维度则是细分类别的劳动争议。在我们国家现有的统计中，我们可以把劳动争议案件分成三类，第一类是与（货币性的）劳动报酬相关的争议，我们简称为薪金争议；第二类是与（非货币的）福利待遇相关的争议，我们简称为福利争议；第三类是与劳动合同的变更、解除、终止等相关的，我们称之为合同争议。（我们这里的简称纯粹是为了后面的表述方便，并不代表准确的法律意义；我们的数据涉及的时间长度较长，而我国关于各种劳动争议的分类标准在其中有所变化，关于这三种分类方法与各年《劳动统计年鉴》上的统计数据的对应关系详见附表 X。）

1、模型设定

我们首先，对劳动争议案件总数进行分析，考虑到劳动争议可能与经济增长之间存在非线性关系，即可能存在类似库兹涅茨曲线的关系，因此为了能够抓住这种潜在的非线性关系，我们首先采用以下方程进行回归分析：

$$Y_{it} = u_i + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 X_{it}^2 + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{回归模型（1）}$$

其中，u_i 表示不同省份的个体效应，这些个体效应包括了我们所无法观测到的各种不随时间变化的省份特征；X_{it} 是代表经济发展水平的变量，我们在回归中采用 Ln(人均 GDP)来代表；Z_{it} 代表其他影响因素，关于具体变量的选取可见下一小节。如果我们所假设的倒 U 型曲线假说成立，并且在经济发展的初段劳动争议数量会上升（也就是说曲线的顶点大于 0），那么模型中的估计系数将满足 $\alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0$，这也是我们所预期的结果。

通过对整体案件数量的回归以后，我们可以归纳出倒 U 型曲线是否存在，另外，中国现在正处于何种发展阶段。如果从前面的分析中我们得到结论是中国的劳动争议频繁程度将会随着经济发展而单调提高，则在后面的分析中，我们就无须考虑前述的非线性影响，而单纯考虑线性影响，即采用下述方程进行回归分析：

$$Y_{it} = u_i + \alpha_1 X_{it} + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{回归模型（2）}$$

上面同样的分析过程我们也可以应用于对三大类争议的分析之中。

2、变量选取

在其他控制变量方面，我们选取了以下几类变量。第一类变量是反映本地劳动力市场基本情况的变量，包括城镇登记失业率和实际工资增长率，另外，工会覆盖率也是一个能够反映劳动力市场谈判地位的变量。

第二类变量反映的则是所有制的影响，我们以不同地区的各种所有制单位就业比重来代表。我们可以很直观的理解不同所有制企业对于劳动争议的影响。一般来说，国有企业因为承担了很多社会责任，而且往往具有半官方背景，这就可能使得国有企业中的劳动争议往往更容易被内在化，通过内部途径解决而不会反映到法院之中。而对于其他类型的企业来说，因为内部制度规范性的差异等等，也往往会造成他们面临劳动争议的可能性存在差异， 因此，我们在分析中将分别控制几种所有制比重的影响。

第三类是一些与福利相关的变量，我们将会在分析福利争议的时候用到这些变量，包括城镇就业人员基本养老保险覆盖率、城镇就业人员基本医疗保险覆盖率和城镇就业人员失业保险覆盖率三项内容。

最后还有一类很重要的变量，即政策变化的影响，因为我国正处于转型时期，各种法律法规都正处于不断完善的过程中，所以一些政策变量将会对劳动争议情况有着重要影响。我们在这里将强调两个政策的作用，第一个政策是从 2004 年正式开始实施的《最低工资规定》；第二个政策则是从 2008 年开始正式实施的《中华人民共和国劳动合同法》。我们分别设定这两个政策的哑变量，以政策实施的年份为 1，其他年份为 0。关于政策实施可能有两种后果，第一种后果是因为政策的规定更为完善，所以争议发生的空间减少，从而减少争议的发生；第二种后果则是因为政策明确了争议解决的方法，反而可能刺激了争议的发生频率。

3、数据描述

在样本选择方面，因为分地区的劳动争议数据从 1999 年开始才可得，所以本文选择 1999-2008 年中国分地区的面板数据进行回归。另外，考虑到西藏的特殊性，我们把西藏从样本中剔除，于是，我们一共有 30 个省区市 10 年的面板数据（部分省区有缺失年份）。本文各种变量的主要统计性质见（表 1）。

表 1 主要变量统计性质

变量	样本量	最大值	最小值	均值	标准差
每万人劳动争议案件数	299	94.3	1.5	12.9	11.7
每万人参与劳动争议人数	269	163.3	1.2	28.1	24.9
每万人报酬争议案件数	269	46.8	0.5	4.1	5.2
每万人福利争议案件数	268	16.0	0.1	4.5	3.2
每万人合同争议案件数	267	23.9	0.0	3.1	3.1
人均 GDP（元）	300	73124	2475	14676	11915
城镇居民收入基尼系数(1999-2000)	58	0.35	0.21	0.27	0.03
平均工资/最低工资(倍数)	120	7.3	2.7	3.9	0.8
城镇登记失业率（%）	298	6.5	0.6	3.6	0.8
工会覆盖率(%)	300	151.1	35.5	81.4	21.3
实际工资增长率(%)	300	27.5	0.5	12.0	4.2

进出口/GDP(%)	299	216.2	3.2	35.0	45.3
国有单位就业人员比重(%)	300	74.2	14.5	45.6	12.5
集体单位就业人员比重(%)	300	16.7	1.0	6.0	3.1
个体和私营企业就业人员比重(%)	300	59.0	5.3	30.4	9.5
外商投资企业就业人员比重(%)	293	16.6	0.0	2.8	3.5
非农就业人员基本养老保险覆盖率(%)	300	75.7	17.7	36.1	13.8
非农就业人员基本医疗保险覆盖率(%)	294	84.8	0.3	24.8	16.0
非农就业人员失业保险覆盖率(%)	300	67.6	16.1	32.4	12.4

（二）回归结果及其分析

1 关于倒 U 型曲线的讨论

首先，我们探讨劳资纠纷的倒 U 型曲线采用回归模型（1）进行分析，得到的回归结果见表 2。

表 2 劳动争议案件总数的影响因素分析（1999-2008 年分地区）

	被解释变量：Ln(每万人劳动争议案件数)			
	结果(1)	结果(2)	结果(3)	结果(4)
Ln(人均 GDP)	3.081***	2.974***	2.286***	2.026*
Ln(人均 GDP)^2	-0.112**	-0.127***	-0.097**	-0.09
《最低工资规定》实施哑变量		0.123*	0.164**	0.158**
《中华人民共和国劳动合同法》实施哑变量		0.31***	0.443***	0.486***
工会覆盖率(%)		0.005***	0.002	0.002
城镇登记失业率（%）			0.156***	0.143***
实际工资增长率(%)			0.016***	0.018***
国有单位就业人员比重(%)				-0.022**
个体和私营企业就业人员比重(%)				-0.017**
外商投资企业就业人员比重(%)				-0.011
Constant	-16.695***	-14.859***	-11.687***	-8.276*
总样本量	299	299	297	290
组数	30	30	30	30
R-squared	0.69	0.72	0.75	0.77

注：上述结果均为使用修正异方差后的固定效应回归模型回归所得，括号内为估计系数的标准差；*表 10%水平下显著，**表示在 5%水平下显著，***表示在 1%水平下显著。

尽管按照对发达国家历史数据的一些观察，在经济发展的过程中，劳动争议数量会先上升后下降，从而劳动争议数量和经济发展水平之间存在一个类似倒 U 型的曲线关系，即所谓的库兹内茨假说。通过表 2 的回归结果我们发现，在大部分回归中，Ln(人均 GDP)的一次项和二次项都显著，而且二次项系数为负而一次项系数为正，这说明经济发展水平和劳动争议数量之间确实存在一个倒 U 型的非线性关系。但是，当我们深入分析这些回归结果的具体系数并用这些系数计算出倒 U 型曲线的顶点以后，我们就会发现，在假定库兹涅茨曲线存在的前提下，在上面这四个回归方程中倒 U 型曲线顶点所对应的人均 GDP 水平分别为 94 万、12 万、13 万和 7.7 万元，而在我们样本中，经济发展水平最高的上海市 2008 年的

人均 GDP 为 7.3 万元，仍然没有达到上述四个数字中最小的那个。 而 2008 年绝大部分省市的人均 GDP 仍然不足 40000 元人民币（见图 8），所以都仍然处于倒 U 型曲线的左侧，即爬升阶段，这意味着现阶段的经济发展会伴随着劳动争议的不断增加。事实上，通过图 我们可以发现，在不同省份之间，经济发展水平更高的省份其所面临的劳动争议发生频率也更高。以 2008 年为例，劳动争议发生频率最高的五个地区分别是上海、广东、北京、江苏和天津，这些地区也是我国经济发展水平最高的省区。

鉴于上面的分析，我们认为我国正处于劳动争议随经济增长而膨胀的阶段，即使倒 U 型曲线成立，我国各地区离这一曲线的顶点也还有一定距离，所以在局部范围内，我们认为应该采取方程式（2）来对变量进行回归，即在局部认为经济发展水平和劳动争议频率存在单调正向关系。在下面的分析中，我们将采用式（2）的模型分别对劳动争议案件总量和分类数量的影响因素进行分析。

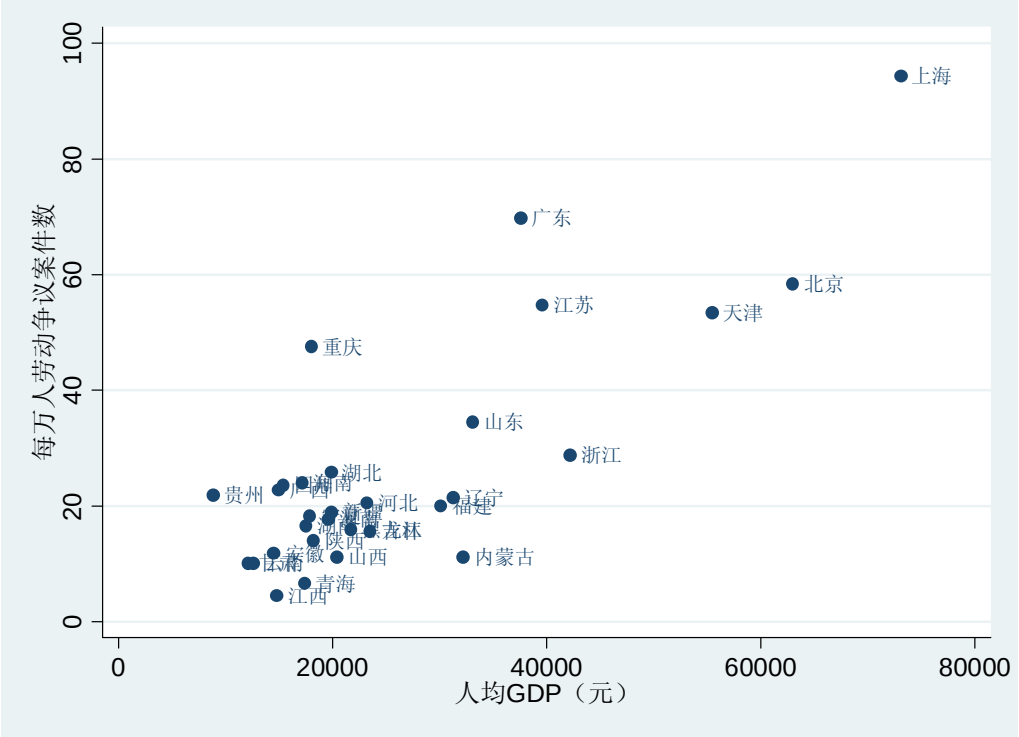


图 8 各省劳动争议案件发生频率与经济发展水平关系图（2008年）

注：各省区市劳动争议案件数量以及城镇就业人员数据均来自各年的《中国劳动统计年鉴》，而人均 GDP 数据来自各年的《中国统计年鉴》。

2、关于劳动争议案件总数的回归结果分析

表 3 显示，回归结果基本上符合我们的预期。Ln(人均 GDP)的系数为正，这可能是我国正处于经济发展初段，随着经济发展，劳动争议愈发频繁。工会覆盖率越高，劳动者维权的成本就越低，所以劳动争议数量也越多；失业率越高的地区，劳动争议也越高。相比于其他类型就业单位，国有单位、外资企业等在劳动市场中更为规范的主体雇佣比例越高，发生争议的可能性就越低。

令我们感到有点意外的结果有这么两个：（1）工资增长率越高的地区，劳动争议数量反而更多；（2）两个政策，包括《最低工资法》和《中华人民共和国劳动合同法》的实施，实际上都导致了更多的劳动争议事件。这可能证明了我们前面的猜想，即这些正规法律的出台，规范了各种争议流程，降低了维权成本，从而导致了劳动争议数量的增加。

表 3　劳动争议案件总数的回归结果

	被解释变量：Ln(每万人劳动争议案件数)			
	结果(5)	结果(6)	结果(7)	结果(8)
Ln(人均 GDP)	0.975***	0.575***	0.458***	0.352***
《最低工资规定》实施哑变量		0.129*	0.17**	0.174***
《中华人民共和国劳动合同法》实施哑变量		0.26***	0.412***	0.453***
工会覆盖率(%)		0.006***	0.002*	0.003*
城镇登记失业率（%）			0.168***	0.151***
实际工资增长率(%)			0.017***	0.017***
国有单位就业人员比重(%)				-0.025**
个体和私营企业就业人员比重(%)				-0.021**
外商投资企业就业人员比重(%)				-0.044**
Constant	-6.884***	-3.698***	-3.186***	-0.274
总样本量	299	299	297	290
组数	30	30	30	30
R-squared	0.68	0.71	0.75	0.76

注：上述结果均为使用修正异方差后的固定效应回归模型回归所得，括号内为估计系数的标准差；*表示在10%水平下显著，**表示在 5%水平下显著，***表示在 1%水平下显著。

3、劳动争议案件分类的回归结果分析

将劳动争议案件分三类进行分析有利于考察影响各种劳动争议的不同因素。如前所述，由于劳动报酬问题所引发的劳动争议占绝大部分。表 4 列出了对该类争议的回归分析，我们发现这类争议的数量随着经济的发展而增加，另外，2008 年这类争议的数量有了明显的增加，这也跟《中华人民共和国劳动合同法》的正式实施正好在时间上是一致的。另外，城镇登记失业率增加也会导致该类案件数量的增加。相对来说，其他控制变量的影响相对不大。

表 4 报酬争议案件数量影响因素分析（2000-2008 年分地区）

	被解释变量：Ln(每万人报酬争议案件数)			
	结果(9)	结果(10)	结果(11)	结果(12)
Ln(人均 GDP)	0.793***	0.416**	0.355**	0.243
《最低工资规定》实施哑变量		0.124	0.122	0.113
《中华人民共和国劳动合同法》实施哑变量		0.341***	0.431***	0.477***
工会覆盖率(%)		0.004	0.002	0.003
城镇登记失业率（%）			0.220***	0.212***

实际工资增长率(%)			0.008	0.011
国有单位就业人员比重(%)				-0.019
个体和私营企业就业人员比重(%)				-0.016
外商投资企业就业人员比重(%)				0.008
Constant	-6.502***	-3.360**	-3.587***	-1.244
总样本量	269	269	267	261
组数	30	30	30	30
R-squared	0.42	0.46	0.50	0.52

注：上述结果均为使用修正异方差后的固定效应回归模型回归所得，括号内为估计系数的标准差；*表示在10%水平下显著，**表示在5%水平下显著，***表示在1%水平下显著。

表5和表6分别列出了对福利案件和合同案件的回归分析。在关于福利案件的分析中，我们还把三种社会保证制度在城镇就业人口中的覆盖率包含进来，看看提高这些保险制度的覆盖率是否能够有效降低福利案件争议的数量。其他变量的结果与其他回归结果类似，我们最关心的各种保险制度的覆盖率虽然一定程度上能够降低福利争议案件的数量（因其回归系数为负），但是这种影响并不显著。

我们的模型对于合同争议案件数的解释能力很弱，R方不到0.1，这可能说明我们的模型不适合用于对合同争议案件数量的变化进行分析，我们还需要在日后进一步的改进。

表5 福利争议案件数量影响因素分析（2000-2008年分地区）

	Ln(每万人福利争议案件数)				
	结果(13)	结果(14)	结果(15)	结果(16)	结果(17)
Ln(人均GDP)	0.901***	0.54***	0.487***	0.707***	0.713***
《最低工资规定》实施哑变量		0.221**	0.226**	0.282***	0.199*
《中华人民共和国劳动合同法》实施哑变量		0.061	0.137	0.155	0.185
工会覆盖率(%)		0.004	0.003	0.000	-0.000
城镇登记失业率（%）			0.179***	0.165***	0.134**
实际工资增长率(%)			0.006	0.007	0.000
国有单位就业人员比重(%)				-0.021	-0.011
个体和私营企业就业人员比重(%)				-0.03**	-0.025*
外商投资企业就业人员比重(%)				-0.147***	-0.122***
非农就业人员基本养老保险覆盖率(%)					-0.021
非农就业人员基本医疗保险覆盖率(%)					0.006
非农就业人员失业保险覆盖率(%)					-0.011
Constant	-7.238***	-4.298***	-4.444***	-4.02	-3.526
总样本量	268	268	266	260	258
组数	30	30	30	30	30
R-squared	0.42	0.43	0.45	0.48	0.51

注：上述结果均为使用修正异方差后的固定效应回归模型回归所得，括号内为估计系数的标准差；*表示在10%水平下显著，**表示在5%水平下显著，***表示在1%水平下显著。

表 6 合同争议案件数量影响因素分析（2000-2008 年分地区）

	被解释变量：Ln(每万人合同争议案件数)			
	结果(18)	结果(19)	结果(20)	结果(21)
Ln(人均 GDP)	0.305**	0.411*	0.371	0.381
《最低工资规定》实施哑变量		-0.033	-0.009	-0.005
《中华人民共和国劳动合同法》实施哑变量		-0.306	-0.245	-0.220
工会覆盖率(%)		0.003	0.001	0.001
城镇登记失业率（%）			0.093	0.079
实际工资增长率(%)			0.009	0.011
国有单位就业人员比重(%)				-0.018
个体和私营企业就业人员比重(%)				-0.022
外商投资企业就业人员比重(%)				-0.007
Constant	-2.087*	-3.282	-3.274	-1.799
总样本量	267	267	265	259
组数	30	30	30	30
R-squared	0.04	0.06	0.07	0.07

注：上述结果均为使用修正异方差后的固定效应回归模型回归所得，括号内的数字是 t 统计量的绝对值，*表示在 5%水平下显著，**表示在 1%水平下显著。

四、劳动争议的区域特征

接下来，我们将对不同省区劳动争议变化的特征进行比较分析。

首先，我们对不同省区的固定效应项进行分析。固定效应项实际上反映了除我们回归中控制的变量以外，不同省区之间不可观测的个体特征的差异，也就是回归模型式（2）中的 ui 这一项。我们利用回归结果（8）中各省区的固定效应项进行比较分析，结果见图 9。纵轴表示各省的固定效应，而横轴为各省区 2008 年的人均 GDP。我们可以发现，固定效应项处于前列的省区分别为江苏、广东、重庆、上海和北京。也就是说，在控制了所有制、劳动力市场特征、政策等影响因素以后，这几个省市的劳动争议水平要高于其他地方。在这些地区中，包括了三个直辖市和两个东部沿海发达省份，我们猜测，这些省份的劳动争议数量较高的原因可能是在这些地区的维权成本相对比较低，而这可能与这些省市的法律相关制度建设水平较高有关。在后续的研究中，我们将力争对此猜想进行更深入的研究。

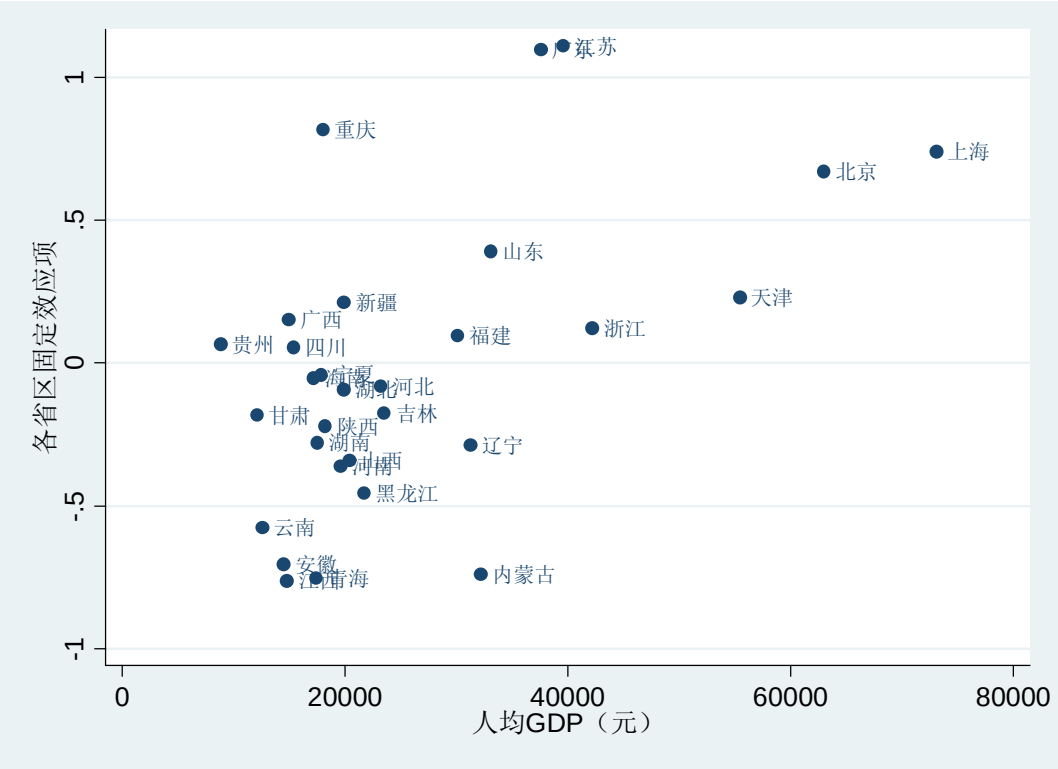


图 9 各省固定效应项与 2008 年人均 GDP 关系图

然后，我们探讨一下 2008 年劳动争议增加数量最多的省区具有何种特征。2008 年劳动争议频率增加最多的省市（用每万人劳动争议案件的增加数量过来衡量）分别为上海、广东、北京、天津和江苏，同样的，这也是我国经济发展水平最高的几个省市。考虑到 2008 年劳动合同法实施影响的主要是制造业和服务业这样的就业合同更为规范的行业，所以我们还对各省 2008 年劳动争议频率提高量和各省就业结构之间的关系进行了分析。结果见图 10。我们发现，这两者之间呈现明显的正相关关系，那些制造业和服务业就业比重较高的省份（也就是产业结构更为发达的省份）其劳动争议频率增加的幅度也较大。

在这一节，我们对劳动争议的区域差异进行了初步分析。我们发现，产业结构和经济发展水平越高的省区其劳动争议数量也更多，在 2008 年的增长速度也更快。如果这一结论成立的话，那就意味着随着我国就业结构的进一步优化升级以及法律制度建设的完善，在未来的一定时期内，劳动争议的数量还可能会进一步上升。当然，在现在可以收集到的数据基础上，我们的结果还只是一个初步的观察，为了得到更为稳健的结果，我们还需要进一步的研究。

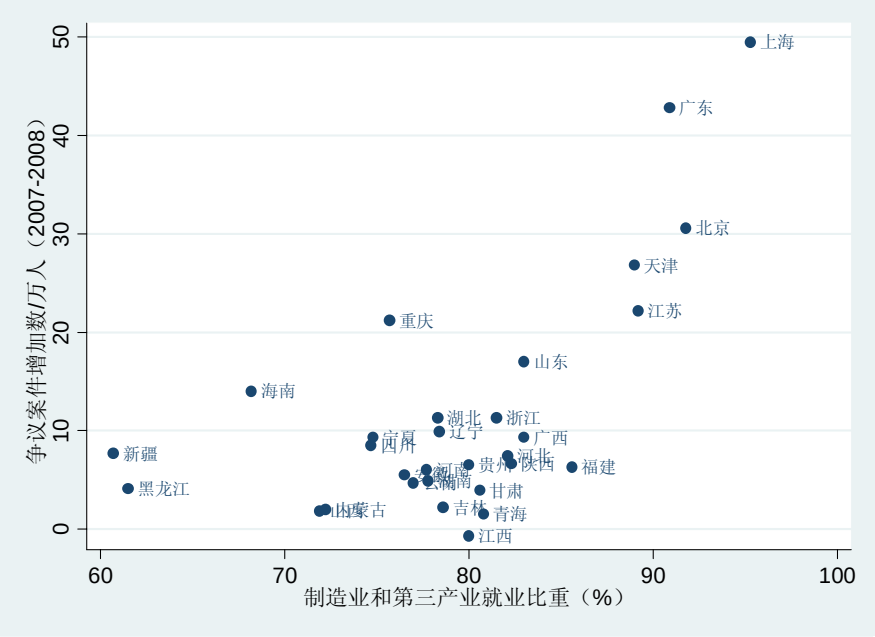


图 10 制造业和第三产业就业比重越高的省市，2008 年劳动争议频率增加幅度越大

五、结论

通过对 1996 年以来劳动争议相关情况的分析，我们发现，劳动争议数量以及其所涉及的劳动者人数都处于持续上升之中，而这其中，集体劳动争议所占比重呈下降趋势。在争议的原因中，劳动报酬始终是最主要的原因，而且其所占比重在近年来还有所上升。

然后，利用 1999-2008 年的省级面板数据，我们对影响劳动争议发生频率的因素进行了实证分析，我们大致发现了如下结论。

首先，如果假设中国劳动市场的发展与西方发达国家劳动市场发展的进程相似，劳动争议与经济发展之间也存在着一个先增后降的倒“U”关系的话。目前我国正处于倒 U 型曲线的左边，这也就意味着在目前阶段随着经济发展，劳动争议将会继续增加，而劳动争议作为劳动市场存在的摩擦本身就会提高未来企业的劳动成本。

其他相关影响因素也对劳动争议发生频率有一定的影响，比较重要的影响因素可能来自政策，我们发现一些法律法规的出台后往往伴随着劳动争议数量的增加，这可能意味着随着对劳动争议规范的加强，劳动力的维权成本在下降。另外，城镇登记失业率增加的地区也往往伴随着劳动争议发生频率的提高，

接下来，我们进一步对劳动争议的区域差异进行了初步分析。数据分析显示，在劳动争议大幅增加的 2008 年，劳动争议频率提高幅度最大的省份往往是那些制造业和第三产业就业比重更大的省区，也就是产业结构更为先进的省区，这些省区所面临的劳动力成本提升压力更大。另外，对于各省区的固定效应项的分析

显示，在控制了其他变量以后劳动争议较多的省市也往往是一些经济发达和法律建设较好的地区。因此，我们推测，随着我国法治的更加健全以及产业结构的优化升级，在未来一定时期内劳动争议的数量可能会进一步增强。

参考文献：

[1].Ashenfelter Orley and Johnson George, “Bargaining Theory, Trade Unions, and Industrial Strike Activity”, *The American Economic Review*, Vol. 59, No. 1 (1969), pp. 35-49

[2].Buchele Robert and Christiansen Jens, “Labor Relations and Productivity Growth in Advanced Capitalist Economies”, *Review of Radical Political Economics* 1999; 31; pp.87-110.

[3].Cooke Fang, “Ownership Change and Reshaping of Employment Relations in China: A Study of Two Manufacturing Companies”, The Journal of Industrial Relations,2002(44):19-39.

[4].Kuruvilla,S.and Erickson,C.L.Change and Transformation in Asian Industrial Relations[J]. Industrial Relations.2002 (41):171-227.

[5].Weisskopf Thomas, Bowles Samuel, Gordon David, Baily Martin and Rees Albert, “Hearts and Minds: A Social Model of U.S. Productivity Growth”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1983, No. 2 (1983), pp. 381-450

[6].国际金属劳工联合会. Workers' rights in China.
http://www.imfmetal.org/china/index.cfm?c=13552&l=2

[7].佟丽华、肖卫东.中国农民工维权成本调查报告.2005 年 5 月.

[8].徐晓红.劳资关系与经济增长：基于中国劳资关系库兹涅茨曲线的实证检验.经济学家.2009(10):52-57.

[9].中国劳动统计年鉴.北京：国家统计局.

[10].周长城和吴淑凤.中外合资企业中的劳资关系探讨.经济评论. 2000(4).

[11].周业安、赵坚毅和宋紫峰.中国转型时期劳动权的评估和保障.2007.福特基金项目.

分报告 8:
刘易斯转折点前后的户籍-土地-财税体制联动改革

内容摘要：近年来学术界提出中国已接近或到达了经济发展过程中的“刘易斯转折点”。在未来一段时间内，中国将面临者劳动力成本的较快上升。本章讨论了“刘易斯转折”阶段一个非常重要、但在既有公共政策制定与讨论中往往被重视不足、且在体制改革推进方面仍缺乏有效突破口的问题：户籍制度改革问题。我们提出，户籍制度改革对中国有效应对刘易斯转折点具有重要意义。这是因为一旦通过户籍制度改革将城市户籍所对应的公共服务覆盖到来自农村的流动人口后，将不仅有助于降低农村劳动力进入城市部门的保留工资，从而吸引更多农村人口入城并遏制劳动力成本过快上涨，还将有利于建立流动人口在城市定居的稳定预期并激励他们通过在职培训、学校教育等多种方式来提升其自身及后代的人力资本。这样，户籍制度改革就不仅从短期内有助于缓解目前面临的劳动力短缺问题，而且从中期乃至长期来看，它将大大有助于提高中国劳动力技能，最终推动中国产业结构的升级，提高国际竞争力。我们提出，需要在加快户籍改革的同时配合以土地、财政体制联动改革，尤其是把城中村的改造作为这种联动改革的突破口。

一 引言

在二元经济结构的发展中国家，工业部门发展可以用不变工资吸收农业部门的剩余劳动力，而劳动力转移停滞的时点被称为“刘易斯”转折点。 最近几年，由于我国沿海地区低端劳动力市场开始出现用工荒和工资上涨现象，国内经济学界对中国是否已经达到“刘易斯”转折点展开了研究和争论。一些学者指出，近年来中国的出生率、抚养比等人口结构数据的变化表明，随着出生率的下降，人口已经出现老龄化的趋势，同时人口红利正在下降，这些都预示着刘易斯转折点即将来临（蔡昉， 2010）。但另外一些学者则指出，“民工荒”的出现以及非农行业工资的上涨未必是刘易斯转折点到来的证据，而可能是剩余劳动力供求共同作用的结果，中国仍有大量的剩余劳动力(姚洋与张珂 2010)。

虽然对中国是否已达到“刘易斯”转折点，以及这种转折到底是一个点还是一个实际工资上升的转折阶段，学术界仍有不同意见（Garnaut,2010）， 但一个共识是中国低端劳动力市场已开始偏紧。对中国日益壮大的产业部门，尤其是出口导向性的制造业部门而言，劳动力已经不再像过去那样无限供给，在未来一段时间中国将面临者劳动力成本的较快上升(黄益平，蒋廷松 2010)。

一方面，这种转折点（或阶段）的到来有助于提高占中国劳动力主要部分的中、低端劳动力的工资和收入，改善目前严重不平衡的收入分配情况，但同时，劳动力成本较快上升也可能对中国未来经济增长、产业结构、出口竞争力等产生重要影响。一个经常提到的顾虑，是劳动力成本上升过快可能对中国出口导向型的制造业国际竞争力造成损害，并影响中国的经济增长。

如果说“刘易斯转折”在对收入分配带来积极影响的同时，也可能给中国经济增长带来一些挑战，那么现阶段政府面临的一个重大问题，就是如何在公共政策和体制改革层面采取有效的应对措施，使这个转折一方面能充分发挥其积极面，但同时也尽可能降低其负面作用。目前讨论中经常被提及的公共政策应对措施包括工资、劳动保护、技术创新、社会保障体制，汇率制度等多方面的改革。

本章主要讨论“刘易斯转折”阶段一个非常重要、但在既有公共政策制定与讨论中往往被重视不足、而且在体制改革推进方面仍缺乏有效突破口的问题：户籍制度改革问题。这个问题之所以重要，首先是因为有效的户籍制度改革可以使中国已经上亿的农村外出务工人员及其家庭成员能逐渐被城市公共服务所覆盖，从农民顺利地转为市民，而这本身就是中国城市化和现代化的题中应有之义。更重要地，是因为一旦中国通过户籍制度改革将城市户籍对应的公共服务覆盖到城

市中的外来流动人口后，不仅有助于降低农村劳动力进入就业部门的保留工资，吸引更多农村劳动力进入城市来遏制劳动力成本过快上涨，还将大大有利于建立流动人口在城市定居、发展的更稳定预期，从而使得后者更有激励通过在职培训、学校教育等多种方式来提升其自身及后代的人力资本。这样，户籍制度改革就不仅在短期有助于缓解目前的劳动力短缺，而且有助于从中期乃至长期提高中国劳动力的技能，最终推动产业结构升级和提高产业国际竞争力。

虽然无论是应对刘易斯转折阶段的劳动力短缺，还是推动中国经济的中长期可持续增长，户籍制度改革都有重大意义，但在目前的学术讨论中，对户籍制度改革如何有助于中国有效应对刘易斯转折阶段的具体机制讨论还远远不足。更重要的是，即使近年来从中央到地方各级政府都开始着手积极推进户籍制度改革，但就目前各地采取的行动来看，既有的户籍制度改革仍有较大局限性。当实际政策改革操作中没有找到改革突破口时，也就难以在中国城市化过程中构造一个经济增长、人口流动、人力资本提升、城市发展之间的良性循环。

本章第二部分将首先讨论中国城市化过程中户籍制度改革面临的主要矛盾和问题，然后提出：无论是从短期应对低端劳动力短缺来看，还是从中长期增加经济增长潜力来看，中国都需要加速户籍制度改革。同时，刘易斯转折阶段的到来恰恰为各地切实推动户籍制度改革，让流动人口实现完全城市化创造了条件。在本文第三部分，我们提出要寻找户籍制度改革的突破口，必须进行土地-财税-户籍体制联动改革。最后是本文结论。

二 中国的户籍体制改革： 既有进展和仍存局限

在有关中国的城市化讨论中，学术界和政府部门没有分歧的一点，是中国的城市化首先应该是人口的城市化， 是把大量农民工变成市民的城市化。因此，只要大部分农民工没有在城市实现永久定居，任何人口城市化指标体系得出来的高城市化率都是“伪城市化”或“不完全城市化”。而现实情况正是如此。国务院发展研究中心 2007 年对劳务输出县 301 个村的调查，改革以来累计迁移落户的外出就业农民工，只相当于目前外出就业农民工的 1.7%。若照此计算，全国 1.4 亿进城农民工中只有 200 万左右通过买房、结婚等方式获得城镇户口。基于 2000 普查和 2005 的 1%人口抽样调查数据的计算，在这两个年份期间，城市人口比重从 36.6%提高到 44.7%。而与此同时，被算为城市的人口中仍持农业户口者的比重则从 40.3%提高到了 46.8%。也就是说，城市人口的增量中，71.8%是农业户口。因此，在相当程度上我国城市化率提升是流动人口被统计为城市人口

导致的。由于这些流动人口的大部分预期未来仍然要回农村老家，同时不能享受与城市户口者相同的城市公共服务，其消费和储蓄模式也必然与城市人有显著差异。

要改变作为外来劳动力吸纳主体的沿海地区和内地大、中城市存在的城市常住与流动人口结构失衡，关键是如何尽快改善农民工在城市的生活状态，把他们由单纯的劳动力转变成有助于城市持久发展的生产力。因此，任何有关户籍制度的改革努力，如果不能切实以他们为重点，就容易变成表面工夫。从这个意义上讲，城市化不是简单的城市常住人口增加，而是尽享城市公共服务市民的增加。

1、户籍内涵演变

要通过户籍制度改革来提高人口城市化质量，首先需要理解户籍制度内涵的演变及其对人口城市化的影响。实际上，从上个世纪 80 年代末期，特别是 90 年代中后期开始，户籍制度在控制人口流动方面功能已经弱化，一方面城乡间人口流动规模不断增大，另一方面已有制度与制度实施能力已跟不上人口流动规模的变化。因此，这个阶段所出台的各个成文制度，虽然也强调要“严格控制”人口流动，但都承认了人口流动性提高的事实。户籍控制人口流动功能的不断弱化，首先是基本生活物资物资商品化动摇了其对农业人口流动的控制力。其次，随着非国有经济成分壮大，非农正式就业机会不断增加。

人口从农村到城市大规模流动本身就是对户籍制度的一个有效突破，但这个突破并不完全。实际上，中国的户籍制度不仅仍然存在，而且还在继续发挥作用：不仅主要大中城市的户籍制度没有真正放开，跨省区户籍改革更是困难重重。这就使中国的乡—城人口迁移模式不同于其他很多国家城市化中那种以永久性家庭迁移为主导的迁移模式，而多以临时、单身、钟摆式迁移为主(陶然，徐志刚，2010， 陶然、汪晖，2009)。以广东为例。大量外来流动人口聚集在广东，尤其是珠江三角洲就业， 但却基本没有稳定的长久居留预期，只能每年在广东城市和内地农村之间进行往返式流动。这不仅带来了每年春运期间珠三角巨大的交通压力和移动成本，也给流动人口家庭和整个社会带来了多维度的负面影响：大量农村流动人口不得不忍受家庭分居、子女成长和教育无法有效监护、老人得不到照顾等痛苦。特别是由于父母外出打工从而无法监督子女学习，打工者子女在农村学校就读，即使是在农村的寄宿制学校就读，其心理、生理方面的发育往往会受到很大的负面影响，不仅对于这些孩子的前途非常不利，而且也不利于社会长久稳定和发展（专栏一）。

专栏一　广东监狱调查显示八成犯罪农民工幼年系留守儿童

广州日报 2009 年 11 月 9 日报道 农民工罪犯中九成以上在 26 岁以下;八成犯罪的新生代农民工在幼年时期被留守农村无人看管，近六成属于“盲目流入城市犯罪”……广州大学人权研究中心副主任谢建社披露了基于广东三大监狱新生代农民工犯罪调查的最新数据。据悉，如今“第一代”农民工随着年龄老化逐渐回到农村，“新生代”农民工成为新产业工人阶层的主体部分。由于没有多少农业生产技能，更没有多少回到农村的愿望，新生代农民工既融入不了城市，又退不回农村，不少人宁进监狱不肯回农村。新生代农民工获罪特征主要有以下几方面：1.**侵犯财产犯罪占 81.0%**：在“受调查人罪名分布”中，以侵犯财产为目的犯罪比例占到 81.0%，其中抢劫、抢夺等占 51.44%，盗窃、破坏电力的占 15.85%，故意伤害的占 9.61%，涉毒的占 3.37%，由于工作不稳定，入不敷出导致犯罪以侵财为主。2.**暴力化倾向日趋严重**：这是新生代农民工犯罪最重要的特点。暴力犯罪的持续上升、重大案件上升幅度大都说明了新生代农民工犯罪倾向的新变化。出于对消费欲求和对财产的占有欲强烈追求，他们往往通过抢劫、抢夺和伤害等犯罪达到目的。3.**团伙犯罪比例越来越大**：某监狱 2003~2007 五年统计表明，团伙犯罪比例分别为 64.24%、77.03%、79.95%、77.68%、78.16%。打工的共同际遇，使他们同病相怜；4.**性犯罪明显**：新生代农民工，性机能发育逐渐成熟，在缺少良好教育的条件下，他们性道德的形成往往落后于性机能发育;他们追求低级趣味和感官刺激.强奸、猥亵、轮奸等侵害案件，已经成为二代农民工犯罪中一个不可避免的犯罪类型。

2010 年是中央提出加快户籍制度改革的一年。2009 年底召开的中央经济工作会议明确提出要逐步解决符合条件的农业转移人口在城镇就业和落户的问题，并放宽中小城市和城镇户籍限制。一些地区也开始了户籍制度改革的尝试。比如，从 2010 年 1 月 1 日起，新的《广东省流动人口服务管理条例》实施。该项新政策的实施意味着广东全省近 3000 万流动人口正式告别暂住证时代，迈入居住证时代。流动人员可免费申领居住证，在当地享受参加社保等一系列政策；居住证持证人在一地缴纳社保 7 年，将可申请常住户口。推进城乡居民户口统一登记管理；广东将完善大城市落户政策，放宽中小城市落户条件，科学制定鼓励外来务工人员落户的政策；探索推广“积分制”等办法，使在城镇稳定就业和居住的农民有序转变为城镇居民。此外，还要有计划、有步骤地解决外来务工人员在城镇的就业和生活问题，逐步实现劳动报酬、子女入学、公共卫生、住房租赁以及社会保证等方面与城镇居民享有同等待遇。

实际上，近年来沿海地区的民工荒表明，户籍制度改革正当其时。这是因为中国劳动力由无限供给转向短缺已经到来，而劳动力短缺必然带来劳动者工资上涨，这就会推动企业和地方政府开始竞争劳动力。[18]

[18]这一进程不可逆转，即使是金融危机也难以打断这一进程。今年两会期间，“民工荒”再次成为热门话题。春节之后光是广东省的用工缺口达 200 万人以上，其中电子、鞋帽、服装等制造业普工需求达 80%。为了招聘到工人，珠三角许多企业都提高了工资待遇，许多企业将工人的工资上调 20%左右，并对年龄、学历和性别等用工条件放宽。由于一系列事件的影响，珠三角最大的制造业企业富士康继今年 6 月 2 日宣布上调工资 30%之后，富士康集团于 6 月 6 日再次发布公告，宣布从 10 月起，基层的作业员及线组长的标准薪资将升为每月 2000 元。 而今年以前，富士康涨工资被称之为不可能，因为制造业利润率较薄，富士康在

出现上述情况，首先是我国人口自然增长率从 20 世纪 60 年代中期开始持续下降，其次是劳动年龄人口比重开始下降。中国劳动年龄人口（16 岁~64 岁）大概从 2010 年到 2015 年处在 72%的峰值阶段，随后劳动年龄人口比将逐年下降到 2030 年的 67%左右。要应对人口红利不断降低的调整，除适时调整计划生育政策，转变经济发展方式，提高劳动生产率，推动企业产品结构升级，提高产品附加值等手段，一个重要的措施就是通过户籍制度改革在城市留住已有劳动力，并进一步吸引更多的农村劳动力，增加他们及其子女的人力资本投资。流动人口定居于城市还可以拉动住房、汽车等消费，拉动政府各种基础设施和公共服务、教育、医疗投资与相关消费，成为内需的新增长点。

但到目前为止，无论是政府、还是学术界对如何推进户籍改革仍然无法形成共识。实际上，从 1997 年开始全国已有近 400 小城镇进行户籍改革试点。1998 年，各地逐步开放小城镇户籍。2000 年，中央出台了《关于促进小城镇健康发展的若干意见》，规定对县级市市区及以下的城镇，只要有合法固定住所、稳定职业或生活来源农民均可根据本人意愿转城镇户口。在这一政策推动下，各地对小城镇户籍开放也相应加速。2001 年国务院批转公安部《关于推进小城镇户籍管理制度改革的意见》，对小城镇户籍进一步放宽，至此大多数小城镇的户籍基本上对本地区农民开放了。

有意思的是，这一系列小城镇户籍改革却并没有带来大量农民迁入小城镇的情况。尤其是在发达地区的中小城镇，户籍制度改革往往针对的是本地区内、最多是本省内的农村居民，而本地农民一旦想获得小城镇户籍，还往往要放弃农村土地与计划生育政策二胎指标，结果是这些地区的农民基本没有什么积极性去转为城镇户口。而在欠发达地区，中小城镇不仅缺乏稳定的就业机会，而且其本身能为居民提供的公共服务也非常有限，大部分农村人口宁愿去发达地区打工，也不愿在本地小城镇落户。

同时，在绝大部分能够提供较好就业机会，公共服务也相对完善的大、中城市，户籍制度改革则基本没有任何实质性的突破。要获得本地户口，外来人口一般要至少购买本地价格高昂的商品房，并获得有较高收入的本地就业机会。以浙江杭州这个在户籍控制方面较为宽松的城市为例，现有规定是外来人口只要有大学本科学历就可以直接获得杭州市非农业户口，但这个要求对绝大部分到杭州打工的农民工而言仍是天方夜谭。 而在北京、上海等特大城市，要获得本地城市

给国际客户供货时，参照最低工资成本，把所有成本都计算清楚，因而往年提工资上涨难度较大。

户口甚至需要投资几百万、上千万，或在本地开办企业创造几百人以上的当地就业机会。即使是中国“城乡统筹综合配套体制改革试验区”的成都市，其最新的城乡统筹改革方案也基本上不包括那些外来的农民工，外来人口一般还是要在本城市购买商品房，才能够获得城市户口。

为什么户籍制度改革会这么难？这不仅涉及到一个地方政府进行户籍制度改革的激励问题，也涉及到对现阶段“城市户口”到底包含什么内容的认识问题。实际上， 无论是学术界还是政府部门对这个问题都还存在认识上的误区。如前所述，目前我国几乎所有的生活消费品都已市场化。而随着就业市场化和非国有企业成为城市就业的主要创造者，就业也逐渐与城市户口脱钩。即使是一些城市政府提供的就业岗位，比如环保、卫生之类的低端职位，也开始招纳外地人口。城市户口与就业的逐渐脱钩也就意味着户口与就业相关的社会保险（即所谓的“五险一金”，养老、医疗、失业、工伤、生育保险以及住房公积金）脱钩，这些保险是由作为雇主的企业和作为雇员的个人（单独或共同）缴纳的。因此，如果劳动者所在就业单位为其雇员上了这些社会保险，则不管该雇员是否具有本地城市户口， 都可以享受这些保险。从这个意义上讲，当前阶段某地城市户口主要意味着那些由该地城市政府所提供的、与城市户口相关的、具有排他性的三项公共服务：以城市最低生活保障为主的社会救助服务，以经济适用房和廉租房实物或租金补贴为主的政府补贴性住房安排，以及迁移人口子女在城市公立学校平等就学的机会。

如果我们认同上述三项服务是城市应该为本地居民提供的必要服务，那么户籍改革就既不像一些城市和省份所作的那么简单——通过发几个文件就宣称本城市已经进行了户籍制度改革，城市户口和农村户口已经被“取消了”；但它显然也没有那么复杂，以至于城市政府需要给外来打工人口提供包括各种社会保险在内的福利。实际上，近年来中国在城市基本社会救助体系（如最低生活保障）和住房保障体系（如经济适用房和廉租房）建设上都取得了相当进展，城市低保基本做到了应保尽保，经济适用房和廉租房建设也初具规模或开始加速。但这些保障只面对有本地户口的城市居民。从子女平等就学权来看，虽然中央政府一再要求地方政府解决流动人口子女的就学问题，但并没有为此提供相应的财政资源，地方政府既缺乏积极性、也没有感来自中央的足够压力去全面执行这个政策。

由于地方政府提供与户口相对应的公共服务财力方面的限制，户籍、特别是大中城市的户籍，不可能一下完全放开。如专栏二所讨论的郑州户籍改革案例，

就再清楚不过地表明： 首先，户籍改革需要中央政府介入并在各个城市同时推动，以防止单个或少数城市行动而导致的人口剧增带来的公共资源困境；同时，它还需要地方政府有配套财政资源来为流动人口提供相应公共服务， 无论这种资源是来自于中央转移支付，还是来自地方自有或新增的财力。

专栏二　大中城市户籍改革—郑州案例

大城市户籍制度改革中一个例外是河南省郑州市。2001 年，郑州实行新的户籍制度，并在 2003 年“全面放开”，不仅投资置业、买房、直系亲属投靠等条件可以入户，就连投亲靠友都可以入户。但这样做的结果，是 2001 年 11 月至 2005 年 4 月间郑州市转户的 38 万多人中，18 岁以下的青少年及学龄前儿童就达 10 万多人。随着大量农村人口的进城落户，原本并不宽裕的城市公共资源“僧多粥少”的尴尬处境非常突出。特别是教育领域表现最为明显。迅猛增加的学生生源让郑州市的中小学班级爆满，有的班学生数目高达九十多人；一些学校操场站不下全体学生，只好实行每周一、三、五和二、四各班轮流做操制度。由于本地财政资源不足，市政府只好最后叫停户籍制度改革。

专栏三给出了作为“城乡统筹综合配套体制改革试验区”的成都的户籍改革。仔细分析可以看到，即使是成都的户籍改革仍然存在相当局限，并不能够真正解决绝大部分外来农村流动人口农民变市民的问题

专栏三 大中城市户籍改革—成都案例

成都是“城乡统筹综合配套体制改革试验区”。按 2006 年成都下发的《关于深化户籍制度改革 深入推进城乡一体化的意见（试行）》，如下人口可以获得成都市户口：1 成都市人口在中心城区、区（市）县城、建制镇建成区取得合法产权房屋并实际居住的，或连续租用统一规划修建的出租房且在同一住房居住 1 年以上的，可在实际居住地办理常住户口； 2 在中心城区、区（市）县城和建制镇建成区购买 90 平方米以上商品房或二手房并实际居住，且与市用人单位签订劳动合同及不间断缴纳社保 1 年以上的市外人员，可在实际居住地登记本人、配偶和未成年子女常住户口。 3，暂住满 3 年、拥有合法固定住所，与市用人单位签订劳动合同并不间断缴纳社会保险 3 年以上的市外人员，可登记本人、配偶和未成年子女的常住户口。 4 城镇新型社区建设用地，在符合相关规划、农民进入城镇新型社区居住、原宅基地交由当地政府组织复耕的前提下，由国土部门将土地性质依法转变为国有土地后，统一办理国有土地使用证和城市房屋产权证。考察上述条件， 第一个虽然看似宽松，如“连续租用统一规划修建的出租房且在同一住房居住 1 年以上的，可在实际居住地办理常住户口。”，但实际是针对成都市辖区范围内（包括远郊区县）的人口， 所以这里有所放开的是本市农民到城镇入户，对象只包括成都市行政区域内的户籍人口， 而对于来自成都市外的流动人口， 条件则要苛刻很多， 主要是第二条和第三条， 或者购房入户， 面积在 90 平米以上（09 年后为刺激房市改为 70 平米）， 或者缴纳社会保险三年以上。客观说， 相比于其他一些大城市，成都外来入户条件已经不算严苛了。但 缴纳社会保险三年以上还是把很多自我雇佣者排除在外，而且 入户人员在成都范围内的合法固定住所，需达到本市城镇住房保障对象的住房困难标准：每人 16 平米。除了上述购房，缴纳社保入户以外， 成都还有投资入户，而且 2009 年后，成都市 投资入户由以前的在中心城区、县城、建制镇投资分别达到 200 万、100 万、50 万元以上，降低到 50 万、30 万、15 万，并将以前的投资范围从生产性扩大到经营性、流通性和非经济领域。 总体来看，即使是综合改革试验区的成都，其城乡统筹改革方案也基本上很难涵盖包括那些来自外地的农民工或自我雇佣的流动人口。外来人口一般还是要在本城市购买商品房，才能够获得城市户口。 其实更有意思的是成都市上述入户条件的第四条， 即集中居住后入户，这其实是针对本地的被拆迁或征地农民。成都市从 2003 年就开始探索实施拆迁农民宅基地后复垦并获得非农建设用地指标，然后政府再给失地农民转为城市户口。实际上， 我国近年来的很多地方户籍改革本质上都是以给“城市户口”为名进行的“土地财政”行动。 实际上，很多发达地区或城市郊区的农民，其土地本身比较值钱， 非农就业收入也不低， 城市户口的意义不大， 而政府很有积极性为这些人“解决”户口，无非是看中了他们的土地， 而那些最需要城市户口的外来流动人口的户籍问题，地方政府则基本没有激励解决。 这样的户籍改革意义有多少值得存疑。

2、户籍制度改革的要素

政府居住补贴性安排与农民工城市化

先看户籍制度改革中成本最高的流动人口居住问题。以珠三角为例，如下表1所示：该地区农民工有50%的人的居住方式是依附性居住：居住在企业提供的员工集体宿舍、或干脆在工作场所居住。表面看，企业提供免费或廉价居处降低了农民工生活成本，因此也符合农民工的利益。但实际却没有这么简单：对企业而言，一方面这种安排让企业更容易延长个人劳动时间并降低其小时工资水平；另一方面，它也使企业更容易随时淘汰工人；对农民工而言，“包身工”式的就业与居住不但降低了民工与企业的谈判能力，也降低了民工社会关系网络扩展的可能性，而后者是农民工市民化的重要方面。

除了用工单位企业提供的宿舍外，还有超过 40%的流动人民居住在以城中村、城郊村为主体的租赁房中。有研究表明，在包括家庭成员团聚程度，学历，收入，社会网络结构几项等有助于人口城市化的指标上，自行租房的农民工均好于依附性居住的农民工。当然，较低房租的代价是城中村和城郊村的基础设施和公共服务都较差。

表 1. 珠三角农民工居住方式-2006 年

住所来源	比例
员工宿舍	45.14%
工作场所	5.34%
租赁	41.82%
借助	4.14%
自有房	1.23%
其他	2.33%

资料来源： 蔡禾、刘林平、万向东（2009）

目前，各地地方政府提供的补贴性居住安排主要包括经济适用房、廉租房或现金补贴，近年来又增加了公租房。但这补贴性些居住安排基本上只针对本地城市户籍人口。即使对本地居民，地方政府也没有很大积极性提供补贴性住房。

总体来看， 在我国当前城市地价和房价飙涨的情况下， 要以农民工为主体的外来人口自己购买商品房，或要求地方政府为广大流动人口提供保障性住房，并不太现实。但居住于可支付的、能维持基本尊严的住房，是农民工市民化、农民工家庭永久迁入城市的必要条件。特别是考虑到人口城市化质量维度中的“价

值融入”与“行为趋同”、个体对迁入城市认同、个体与该城市中其他阶层的整合问题，为广大流动人口建设其购买或租住得起的住房，并配合以较好基础设施和公共服务，是未来中国人口城市化过程中必须面对的重大挑战。

城市低保

自 1997 年《国务院关于在全国建立城市居民最低生活保障制度的通知 》(国发〔1997〕29 号）的颁布后，我国开始建立城市最低生活保障制度，保障标准的设定与保障覆盖范围目前主要由地方政府决定，在实际操作方面，城市低保覆盖对象一直把农民工排除在外。19

户籍制度改革的目标，是让越来越多的农民工获得城市户口并纳入城市低保。当然，在向农民工提供城市低保方面，一个容易被提出的问题是向他们提供这一福利是否会导致对福利的长期依赖？回答是否定的。首先，从中国各地为设定的最低保障标准看，仅靠领取最低生活保障难以让农民工在城市维持生活。其次，从国际经验来看，只要低保水平较低，依赖问题就不严重。不妨以较早建立最低生活保障制度的美国为例。即使低保可让领取者维持城市生存，但美国 1968-1987 年动态收入数据表明，59.4%的家庭贫困期只持续了一年，16.6%的贫困期持续了两年，也就是 76%的人的贫困期低于两年，而只有 7.1%的人的贫困期持续 7 年或更长。这就说明，大多数贫困人口只是临时性使用低保，不会陷入永久性依赖。此外，还有研究发现，社会公平与教育是防止代际福利依赖最有效的手段。这就进一步启示了农民工的子女教育、家庭完整度、居住稳定性对改变其下一代生存条件有很大的积极作用。 所以，通过户籍制度改革，改善与农民工及其后代发展有关的制度性安排，就可以有效约束农民工及其后代对社会救助体系的依赖。最后，在渐进式推进户籍改革的过程中，首先获得城市户口者肯定是那些在本城市已工作和生活较长时间、收入达到较高水平的流动人口，这些人一般都有较稳定工作和较高收入，获得城市户口后陷入低保的可能性很小。

城市公立学校义务教育

在我们调查的多个省市，流动人口子女在迁入地城市公立学校平等入学政策只是近年来在广东、浙江等少数地区，以及江苏苏、锡、常地区得到了较好执行，作为城乡综合改革试点的成都也只是近年开始推行。即使如此，总体来看农民工

[19]按 1997 年《通知》所明确的保障对象，包括，1 无生活来源、无劳动能力、无法定赡养人或抚养人的居民；２．领取失业救济金期间或失业救济期满仍未能重新就业，家庭人均收入低于最低生活保障标准的居民；３．在职人员和下岗人员在领取工资或最低工资、基本生活费后以及退休人员领取退休金后，其家庭人均收入仍低于最低生活保障标准的居民。

子女进入城市公立学校就读依然困难重重。

我们认为，无论是从为流动人口子女提供教育所需成本对发达地区财力而言很低这一点，还是从中国未来劳动力供给将长期偏紧，因此这些发达省份接纳外来人口子女入学并为未来培养各层次人才的收益来看，加快人口流入地区城市公立学校对外来工子女的平等准入是非常必要、得大于失的。但在各地现有的户籍制度改革中，一个普遍的思路是希望通过户籍制度改革，让城市能够聚集高级人才，而不愿意留住农民工，一些地区施行所谓的户籍积分制，达到一定的条件的外来人口可以获得户口。这些政策一旦真正实施，将只能吸引那些有能力、技能乃至于收入更高的外来人口。如是，“教育”本应具有的提高社会流动性功能，反而变成一种“富者愈富、穷者愈穷”的“马太效应”放大器，

实际上，城市经济发展需要多层次人才，劳动力的流动与组合应由市场决定，而不应由地方政府设置门槛，否则，户籍改革只会停留在“投资移民”、“技术移民”这个阶段。特别是考虑到我国刘易斯转折的临近或到来，未来相当时期内中低端劳动力市场将供应偏紧，通过户籍改革为城市提供各层次稳定劳动力，并通过放开城市公立学校提升流动人口下一代的人力资本，非常必要。

四 户籍制度改革的突破口和联动改革策略

1、现行户籍制度改革的误区

目前各地的户籍制度改革存在两个误区。

第一个误区，是认为实质性进步的户籍制度改革应该主要在中、小城市进行；因为大城市、特大城市已太拥挤了，不宜进行户籍改革。 但我们认为，只进行 50 万人口以下的中、小城市户籍改革意义非常有限。很多大城市、特大城市，都已经、未来还将继续吸纳更多来自农村和其他城市的流动人口就业，这是由经济发展规律（城市规模经济和集聚经济）所决定的。除非我们要违背经济规律把产业从这些城市转移出去，否则只能让这些大城市的流动人口继续“流动”， 或者让他们的家庭成员继续“留守”。

第二个误区，是在户籍制度改革进程中应该给城市政府充分的自主权。但实际上，若无来自上级政府的政策和压力，跨区、乃至跨省的户籍改革问题很难得到解决。如果我们观察现有的各地户籍改革试点，就可以看到其主要瞄准对象是来自本省或本市范围内的农村人口，甚至有的只覆盖本地失地农民（往往是在低价征收农民土地之后）。但考虑我国人口迁移有相当比例是跨地区或跨省迁移，特别是从内地向沿海、从发达省份内部较不发达区向更发达区域的迁移，这种完

全由地方推动的改革就基本无法覆盖那些来自外省、市的流动人口。

这里就涉及到地方政府为外来流动人口提供低保、子女就学、保障性住房的激励问题。毕竟，为外来流动人口提供这三项服务是要花钱的。除非中央给地方转移支付或创造新税源，并在此同时要求地方必须启动户籍改革接纳外来流动人口，否则地方政府将缺乏积极性进行户籍改革。

2、户籍-土地-财税制度联动改革

在明确户籍内涵后，为渐进地增加城市公共服务对农民工的覆盖，防止出现政府短期内为所有流动人口提供服务而财力不足的局面，首先需要设置一定的农村流动人口的“城市户口准入标准”，为达到该准入标准的迁移人口建立一个福利包（或叫城市户口）；其次，将该福利包与农村的农地承包权利挂钩，让农民在两者之间有自主选择的权利。最后，为户籍改革配套相应的融资手段，主要通过开征以土地资产及其增值为税基的地方财政体制改革来实现。

可考虑通过以下方法实现户籍-土地-财税制度联动改革：

户籍改革

首先，需要降低目前的流动人口向城市进行永久迁移、或者说申请城市户口的“准入标准”。比如，只要在该城市就业 2-3 年，累计 6-12 个月的月均收入超过个人所得税免税额（2008 年 3 月起国家规定免税额是 2000 元；对于一些特大城市，设定月均收入标准的时候可以在这个基础上有所提高，比如月均收入达到 3000-4000 元），交纳“五险”满 2-3 年，就能申请该城市户口。此外，对于那些自我雇佣的外来人口，或可以要求其自行交纳“五险”的全部科目，或者另立一些稍高、但也不是太高的收入和居留时间标准，单独处理。

第二，把城市最低生活保障、结合住房补贴性安排（包括“经济适用房”、“两限房”的购买权，廉租房、公租房的租用权）、子女义务教育公立学校入学权利、民办学校义务教育入学补贴，构成一个“城市户口福利包”。

第三，达到上述“城市户口准入标准”的农村迁移人口，在自愿基础上（无偿）放弃其在农村耕地承包权（及承包土地），出具有原籍户口所在村集体、乡政府所提供的放弃农地承包权的证明，就可以获得迁入地城市户口和享受上述“城市户口福利包”的资格。考虑到农民工在老家原有宅基地往往进行了较大投资，不应把放弃宅基地作为申请城市户口的必要条件，而应该允许其保留，在未来政府相关政策改变后，宅基地可以直接入市买卖。

对于符合上述准入标准、但不愿意放弃耕地承包权农民工，则只能获得子女义务公立学校入学权，但不能申请城市户口，也不能享受居住补贴性安排、不能被纳入城市最低生活保障覆盖范围。在这方面，可通过中央或省政府发放“教育券”，对应着相应财政拨款，赋予流动人口子女在城市或乡村学校就学的自由选择权（陶然，，徐志刚，2005）。

在上述政策组合中，要求迁移人口获得城市户口时在自愿基础上放弃农地承包权，是一个有效的筛选机制， 而且也可以在短期内控制城市户籍人口增长过快，城市政府提供公共服务难以跟上的问题。

需要指出，上述的“准入标准”远远低于现有的购房入户或投资入户的户籍准入标准。由于上述“户籍准入标准”只针对那些希望获得本地城市户口并享受相应福利的外来迁移人口，所以不会对劳动力的外出打工（非永久流动）有负面影响。更重要的，由于该准入标准并不随经济发展和收入水平提高而同步增加，所以相对不断增加的劳动力收入而言，它实际上是逐渐降低的。这就实现了户籍制度的渐进式突破。随着越来越多的农村迁移人口放弃农地，那些留在农村的劳动力就可以逐渐扩大农业生产规模。当最终留守农村者人收入也达到“城市户口准入标准”所要求收入的时候，户籍制度的改革就彻底完成了。

户籍改革融资机制：配套土地-财政体制联动改革

至此，关键是在城市中建立一个有效融资机制来实现户籍改革突破。这里可以考虑户籍、农地、征地制度和财税体制联动改革。

首先，通过在户籍制度准入标准中要求申请城市户籍者放弃农地，这就能使被释放土地用于应对农村内部人口变动的需要，使农村土地承包权的稳定乃至扩大农业生产规模成为可能；

其次，考虑到城市扩展中“农地向具有经营性用途非农地转换”所发生增值很大程度上可归结于城市基础设施建设和经济发展，那么一方面改革现有征地制度并允许农民与非农用地者直接谈判用地价格，另一方面地方抽取一定的土地增值税，就可以在改革现有征地制度弊端的同时，通过土地增值税动员的资源为户籍改革提供财政基础。最后，考虑到目前中央财政比重偏高，开征以城市存量房地产为税基的财产税，也将为地方政府建立永久性税源。

通过制度创新降低户籍改革成本：城中村改造作为突破口

更有意思的是，如果政府能够解放思想并勇于开展制度创新，还可以大大节省户籍改革的成本。我们近年来在广州、深圳和东莞等地的调查表明，城郊的农

民和村集体有很强积极性提供大量租金便宜住房来出租给外来人口。这就给我们一个启示，即外来流动人口的居住问题可以通过土地制度的创新来完成。一方面，政府应该、也需要允许城郊的农村集体建设用地入市。这将降低了城市地价和房价，解决外来流动人口中居住问题。

以深圳为例。该市有超过 700 万的流动人口，其中一半以上居住在城中村。2005 年，全市城中村常住户籍人口为 32.7 万，暂住人口共 469.4 万人，是常住户籍人口的 14 倍多。据《深圳市住房建设规划 2006—2010》，在全市近 2.5 亿平方米的住房中，原村民和村集体建房约 1.2 亿平方米；而其中集中于城中村的“私房建设集中区”，总占地约 95 平方公里（其中特区内约 8 平方公里），总建筑面积约 1 亿平方米（其中特区内约 0.2 亿平方米）。正是由于大量外来人口的居住，城中村的原有居民依靠房租收入获得了大量收入。

由于城中村仍是集体土地，所以其上建筑的私宅还是小产权房，基础设施配套和环境条件都比较差，各地地方政府也一直想推动城中村改造来为城市发展拓展用地空间。但这个过程中，由于原有居民房租收入很高，拆迁补偿价格很难谈拢。比如，深圳地方政府在城中村改造中就发现，大规模改造很难推进。以深圳正在进行的福田区岗厦村改造为例，改造前的岗厦村约有数百栋各种产权形式的自建楼房。2007 年，岗厦河园片区就开设启动了改造工程。但由于赔偿标准谈判中改造双方一直僵持不下，改造方案到 2009 年底才最终尘埃落定。结果是政府不得不大幅度提高补偿标准，特别是住房按照一比一补，结果是补偿后岗厦原住民中家庭资产过亿元的达到 10 户，全村每户资产都超过千万。但即使如此，还是有村民不满意， 迄今为止仍有 5%的村民没有签约。

既有的城中村改造模式给地方政府出了一个大难题：一方面，通过城中村改造增加土地供给有助于控制房价过快增长。但另一方面，这个过程中农民也完全可能漫天要价。一旦补偿价格无法谈拢、而政府要强力推进，就很容易造成社会矛盾。此外，在目前各地政府和、开发商主导的城中村改造模式下，虽然改造后的城中村基础设施和城市面貌大大改善，但大都变成了中高档商品房小区和商业开发区，基本丧失了其对流动人口的容纳功能。

一种备择的城中村改造思路，是借鉴美国、日本、台湾等地进行的土地“增值溢价捕获”（Land Value Capture）、“区段征收”、“市地重划”等各种成功经验，结合市情，以确权为前提推进土地制度的创新。，在有效改造基础设施、城市面貌、并全面提升城中村地段公共服务水平的基础上，继续发挥“城中村”地段为

城市低收入阶层和外力流动人口供给可支付住房的作用，最终建立政府、原土地权利人、外来人口、乃至地产开发商多方的利益均衡（陶然，汪晖，2010）。

专栏四　台湾的区段征收与市地重划

区段征收，指的是政府征收一定区域内的土地并重新加以规划整理后，除政府留下一部分土地用作基础设施建设，一部分公开拍卖以偿还开发费用，其余建设用地（往往大幅提高了容积率）大部返还原土地权利人。

市地重划，是根据城市发展趋势，而将城市规划区域内、或城乡接合部及边缘地区，杂乱不规则的地块和畸零细碎、不合经济使用的地块，在一定范围内，依据法令加以重新整理，交换分合，并配合公共设施，改善道路、公园、广场、河川等，使各幅土地成为大小适宜，形式方正，具备一定规格的地块，然后分配予原土地权利人，由此促使城市土地为更经济合理的利用，进而形成井然有序的都市，其经费由土地权利人负担的一种市地改良利用方式。

我国台湾省的“区段征收”、“市地重划”经验表明，这些措施可以成功地解决了政府公共建设的补偿难题，土地权利人亦可获得原地补偿，享有公共设施完善、生活质量提升、土地增值等多重开发利益，公私各蒙其利。

我们认为，从我国城中村改造情况来看，完全可以借鉴上述成功经验，并在此基础上进行有效制度创新。就不仅能够实现高质量和较快速的城中村改造，也可以通过市场机制来有效解决外来流动人口的居住问题。具体而言：

1. 首先是将城中村的全部土地国有化，但政府无需向村民支付征地费用。

2. 地方政府无偿切走城中村土地的其中一个比例，切走比例中的一部分作为城中村基础设施建设用地，另外部分拍卖作为基础设施建设预算来源（实际还可能能有节余用于保障性住房建设）。通过基础设施改造和规划手段提高容积率，可以确保切走后村民剩余地块的增值，从而使村民与村集体愿意无偿让渡部分土地给政府。以上两点为典型的“区段征收”与“增值溢价捕获”的做法。

3. 对村民保有的那部分土地，发放国有土地使用权证，然后村民就可以组织起来获得银行贷款或联合其他投资主体进行合作开发，建设住宅与商业地产。这样就解决了目前村集体建设用地开发难以获得银行贷款支持的局面。而在其中一些城中村地段，政府完全可以要求这些城中村居民在重新开发剩余土地时，不能建设商品房， 而只能建设面向广大低收入群体的出租房。这样，就可以在城市规划限制的基础上，通过市场机制、而不是政府提供的方式，有效地解决城市低收入人口和外来流动人口的居住问题。一旦这种改造模式可以在政府认可的一些城中村推广，城市出租房的供给就会增加， 房租租金也完全可以下降到政府直接

供应廉租房的房租水平。地方政府也就未必需要再大规模地进行廉租房或者公租房建设了。

4. 对于面积过小、或地块被切割成畸零细碎状态的城中村，采用“市地重划”的办法，在全市范围内进行交换分合，重新整理，再分配给原土地权利人。

5. 对完成改造的城中村，特别是建设出租房为主容纳外来人口居住的城中村地段，政府可以逐步考虑建立一些公立学校，接受外来人口子女入学。在通过上述机制解决外来人口住房问题和子女教育问题后，户籍制度改革就完成了实质性突破。

6. 完成以上措施后，政府开征出租屋管理费，或者在中长期房产税或物业税，对村民收入实现调剂。实际上，在上述模式下，政府一方面不用直接投入城中村基础设施改造，而且可以在城中村改造过程中抽取一些与土地开发，房地产建设相关的税费，如营业税，所得税。而当这些改造完成，全部土地都变成国有土地后，农民在那 55 亩留用土地上开发的住宅也就变成大产权，地方政府完全可以通过征收出租屋管理费或所得税，或者在未来征收物业税，而拥有多套出租屋的城中村村民，由于拥有多套房产并收取租金，将在缴税方面相对配合。这样，地方政府就可以逐渐从依靠土地出让金的城市发展模式转向依靠物业税的城市发展模式。以物业税作为市建设开发主体税收的模式是我国未来地方财政改革的方向，而从城中村改造开始推行物业税，就是实现这种上述改革的一个关键突破口。

这里不妨举一个例子来说明上述改造模式。某个地块的城中村有 100 亩土地，其中有 200 户原住村民，每户有一处宅基地。政府在城中村改造过程中，可以直接与村集体以及村民进行谈判，要求对方无偿给出部分土地，比如 45 亩，交给政府，政府就可以开始进行“区段征收”、“市地重划”的操作。比如，在政府拿走的 45 亩土地中，可以用 30 亩土地用作城中村的基础设施建设，剩下的 15 亩公开拍卖以偿还基础设施的开发费用。如是，政府可以不用另外开支，就实现了城中村的基础设施改造和市容改善。而城中村原有土地权利人虽然放弃了 45 亩土地，但其获得的剩余 55 亩土地的开发权价值也要高于未改造前的全部土地价值。比如，该城中村中村民在获得 55 亩土地上盖好出租屋，然后在 200 户农民之间进行平均分配，每户就可能获得 10 余套甚至几十套出租屋，农民获得了可以形成未来稳定收入的资产。根据我们对深圳和广东的调查中，包括深圳在内的珠三角地区已经很多有“城中村”的农民表示，如果政府愿意采用上述模式，他们将不仅不会阻碍政府拆迁，而且会大力配合。这样就使得城中村的改造速度大

大加快，不仅可大大提升本地经济增长速度，而且还可以有效减少社会矛盾

上述例子中我们假定政府从城中村 100 亩中拿走 45 亩土地，而留给农民开发 55 亩。但在实际操作过程中还需具体测算。实际上，我国台湾等地的经验表明，区段征收中政府不仅可以不花钱就改造基础设施，甚至还可能从中赚钱（比如政府只需要给农民 40 亩的开发权就够了）。在我们对深圳和广东的调查中，包括深圳在内的珠三角地区已经很多有“城中村”的农民表示，如果政府愿意采用上述模式，他们将非常愿意配合政府进行这种开发。

五、结论

由于经济发展与计划生育等因素的综合作用，近年来中国中低端劳动力市场开始趋紧，学术界提出我国已接近或到达了经济发展过程中的“刘易斯转折点”。对中国日益壮大的产业部门，尤其是出口导向性的制造业部门而言，劳动力已不再像过去那样可以无限供给，在未来相当一段时间，中国将面临者劳动力成本较快上升。由于劳动力成本上升可能对中国出口导向的经济增长带来一定的负面影响，政府目前必须在公共政策和体制改革层面进行有效应对，尽量降低劳动力价格上升对产业发展和经济增长的负面影响。

本章讨论了“刘易斯转折”阶段一个非常重要、但在既有公共政策制定与讨论中往往被重视不足、或在体制改革推进方面仍缺乏有效突破口的问题：户籍改革问题。我们提出，户籍制度改革对中国应对“刘易斯转折”具有重要的意义。这是因为一旦通过户籍改革将城市户口所对应的公共服务覆盖到流动人口后，将不仅有助于降低农村劳动力进入就业部门的保留工资，也有助于吸引更多农村劳动力进入城市并遏制劳动力成本过快上涨。它还将有利于流动人口形成在城市定居的稳定预期，从而增加其通过在职培训、学校教育等多种方式提升其自身和后代人力资本的激励。这样，户籍制度改革就不仅从短期内有助于缓解我国目前面临的劳动力短缺问题，而且还将从中、长期提高劳动力技能，最终推动我国的产业结构升级与国际竞争力提升。

目前，在中央强调加快户籍制度改革、农民工希望市民化的大背景下，作为我国主要人口流入地的发达地区还面临着大量流动人口因住房、子女教育无法解决而无法实现永久性定居的问题。在本章中，我们提出要在加快户籍制度改革的同时配合土地制度和财政体制联动改革。实际上，无论是从应对“刘易斯转折”，还是转变发展方式，推进城乡一体化并确保中国经济可持续发展来看，户籍制度改革和土地制度改革两者不仅都有其自身重大价值，配合起来还可以相得益彰。

比如，通过允许城郊的农村集体建设用地入市， 就可以降低城市的地价和房价，有助于解决流动人口中较高收入群体购买产权房的问题;而在城中村改造中通过借鉴“区段征收”、“市地重划”谎言，并创造性地通过规划限制来将其中一些地段改造成具有良好生活环境的出租房集中区，将有助于为外来流动人口较低收入群体的住房问题。这样，就在政府不用投入资源建设廉租房的情况下，通过市场机制创造性地解决了这些低收入群体的住房问题。

参考文献：

蔡禾、刘林平、万向东 2009 《城市化进程中的农民工：来自珠江三角洲的研究》社会科学文献出版社 p140

蔡昉 2010 “中国的人口结构转型、人口红利和刘易斯转折点”。“中国的人口结构转型、人口红利和刘易斯转折点”国际研讨会工作论文，北京

黄益平，蒋廷松 2010 “刘易斯拐点对中国意味着什么？-基于可计算一般均衡模型的分析”。 “中国的人口结构转型、人口红利和刘易斯转折点”国际研讨会工作论文，北京

陶　然，徐志刚. 2005 城市化、农地制度与社会保障—一个转轨中发展的大国视角与政策选择. 《经济研究》，2005 (12): 45- 56

陶　然，汪晖，2008“以系统性改革渐进式实现城乡一体化”《领导者》，2008 年 12 月，总第 25 期，第 60-70 页

陶然，汪晖 2010 “中国尚未完之转型中的土地制度改革：挑战与出路” 《国际经济评论》， 2010 年第二期 Vol 85(2)

姚洋与张珂 2010 “中国已经到达刘易斯转折点了吗？-基于省级数据的证据”。。“中国的人口结构转型、人口红利和刘易斯转折点”国际研讨会工作论文，北京

Garnaut Ross 2010 “刘易斯转折点给中国宏观经济带来的影响”。“中国的人口结构转型、人口红利和刘易斯转折点”国际研讨会工作论文，北京

分报告 9：

产业发展：理论基础、国际经验与中国模式

Industrial Development: Theoretical Foundation, International Experience and China's Model

内容摘要：产业发展函数描述经济发展过程中的产业结构演化机制，能够从国民收入弹性和相对价格替代弹性视角进行长期产业发展与结构演化的的经验研究。中国经济具有强劲的国际产业转移承接能力，已经并且将继续采取轻纺工业化、重化工业化与高加工度化同时并行的经济发展模式。

一、产业发展的微观分析理论框架

1、产业发展函数

以 $P^i(t)$ 与 $A^i(t)$ 分别表示 i 部门相对价格水平与生产技术水平，假设 i 产品需求函数为 $Y^i(t) = D^i(p^i(t),Y(t))$，假设 i 产品供给函数为 $Y^i(t)= S^i(p^i(t),A^i(t))$。i 产品市场均衡条件为 $D^i(p^i(t),Y(t)) = S^i(p^i(t),A^i(t))$。如图 1 所示，在参数 $A^i(t)$ 与 $Y(t)$ 作用下，i 产品需求函数 D^i 与供给函数 S^i 跨期移动，决定 i 产品市场的短期均衡位置及其历时扩展途径 LRS。

假设 i 产品的长期供给数量按厂商供给最小最佳规模的公倍数扩展，从而长期生产成本由其生产技术决定而与供给数量无关。假设 i 产品长期供给函数为 $p^i(t) = f^i(A^i(t))$，与 i 产品市场均衡位置的历时扩展途径 LRS 重合，如图 1 所示。因此，i 产品市场均衡条件 $D^i(p^i(t),Y(t)) = S^i(p^i(t),A^i(t))$ 在长期内将退化为 $p^i(t) = f^i(A^i(t))$ 并且 $Y^i(t) = D^i(p^i(t),Y(t))$，即 $Y^i(t) = D^i(f^i(A^i(t)),Y(t))$。

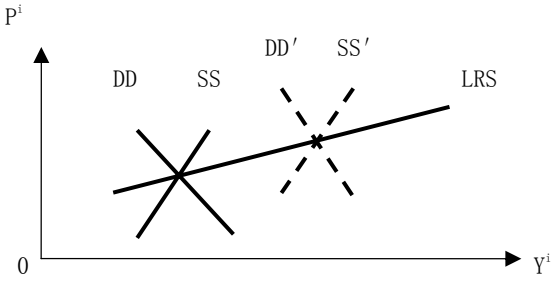


图 1　产品市场均衡

以相对价格 pi(t) 体现 i 部门技术水平 Ai(t)，从而分别以总体国民收入 Y(t) 与相对价格 pi(t) 代表跨期移动 i 产品需求函数 Di 与供给函数 Si 的动态力量，建立 i 部门产业发展函数 ID: Yi(t) = Di(pi(t),Y(t))。i 部门产业发展函数约束 ID 采取 i 产品需求函数 Di 形式，然而进入函数 ID 的不再是在时间 t 满足需求函数 Di 约束的相对价格 pi(t) 和国民收入 Y(t) 可能配合数值，而是在时间 t 相对价格 pi(t) 和国民收入 Y(t) 的实现数值即在 Y-P 平面上需求函数 Di 与供给函数 Si 的实际均衡位置。

依据产品需求函数 $Y^i = Y^{E_Y^i} \cdot (P^i/P)^{-E_P^i}$，i 产品需求函数 Di 采用其对数线性形式 lnYi(t) = - EiP • (lnPi(t) - lnP(t)) + EiY • lnY(t)；其中，P 与 Pi 分别为一般价格水平与 i 产品绝对相对价格水平，EiP 和 EiY 分别为 i 产品相对价格弹性与国民收入弹性。实行增长率变换，d(lnYi)/dt = gi，d(lnY)/dt

= g,d(lnpi)/dt = d(lnPi)/dt - d(lnP/dt) = πi,从而产业发展函数 ID: Yi(t) = Di(pi(t),Y(t)) 具有增长率形式 ID: gi = - EiP • πi + EiY • g，并且以相对价格增长率 πi 与国民收入弹性 EiY 分别标志产业发展的供给面和需求面动态性质。

存在 dln(Yi/Y)/dt = gi - g = - EiP • πi + (EiY - 1) • g。对于稳定性产业 i，比率 Yi/Y 历时不变，gi - g = 0；对于成长性产业 i，比率 Yi/Y 历时上升，gi - g ＞ 0；对于萎缩性产业 i，比率 Yi/Y 历时下降，gi - g ＜ 0。

2、产业发展无差异曲线

在产业发展函数 ID: gi = - EiP • πi + EiY • g 基础上，令 (gi - g)为特定常数 k，建立产业发展无差异曲线 IC: - EiP • πi + (EiY - 1) • g = k，以界定满足相对增长速度条件 gi - g = k 的全部产业集合(EiY, πi)。当 k = 0 时，产业发展无差异曲线 IC: - EiP • πi + (EiY - 1) • g = 0，相应组合(EiY, πi)界定比率 Yi/Y 历时不变的全部稳定性产业，其中包含 EiY = 1 而 EiP = 0 的特定临界产业。

对于产业发展无差异曲线 IC: - EiP • πi + (EiY - 1) • g = k，dπi/dEiY ＞ 0 从而曲线 IC 在 EY-π 平面上正向倾斜,即在维持部门相对增长速度(gi - g)方面相对价格弹性 πi 与国民收入弹性 EiY 具有置换性。同时，产业发展无差异曲线 IC 随参数 k 的增加而向右下方平行移动。特别是当 k = 0 时，曲线 IC: gi - g = 0 通过点(1,0)。

图 2 区别相对价格弹性 EiY 的典型情形，描绘临界产业发展无差异曲线 IC: gi - g = 0。其中，在图 2(a)的特殊情形中，EiP 为常数，曲线 IC: gi - g = 0 为直线;在图 2(b)的一般情形中,dEiP/dπi ＞ 0,从而 d2(EiP)/(dπi)2 ＜ 0，曲线 IC: gi - g = 0 为凹形曲线。在 EY-π 平面的曲线 IC: gi - g = 0 左上方部分，gi - g ＜ 0，相应组合(EiY, πi)为萎缩性产业区域；在 EY-π 平面的曲线 IC: gi - g = 0 右下方部分，gi - g ＞ 0，相应组合(EiY, πi)为成长性产业区域。

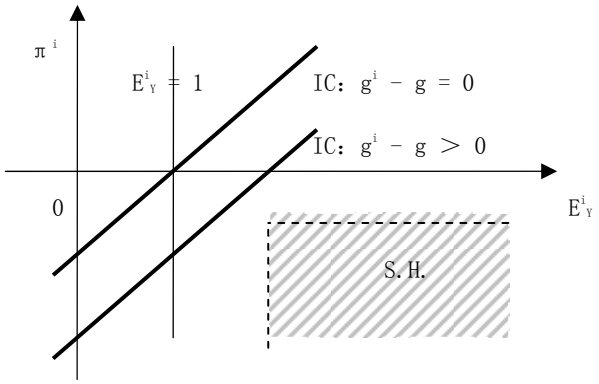


图 2(a)　产业发展无差异曲线：$dE^i_P/d\pi^i = 0$

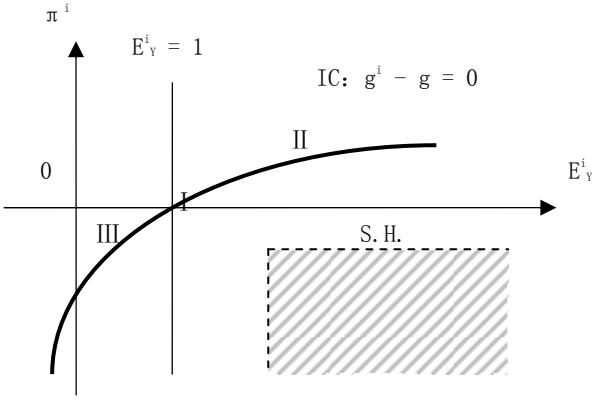


图 2(b)　产业发展无差异曲线：$dE^i_P/d\pi^i > 0$

3、筱原基准的形式化表述

主导产业选择的筱原收入弹性基准与生产率上升基准，通过可度量的国民收入弹性指标与比较技术进步指标揭示主导产业的基本动态性质，为日本倾斜式产业政策提供重要的理论基础和操作指导。中国产业政策纲要和指引明确采纳主导产业选择的筱原基准，同时将高国民收入弹性与高技术进步率作为中国经济发展主导产业选择的前提条件。

在产业发展函数 ID：gi = - EiP • πi + EiY • g 的分析框架下，存在 d(gi - g)/dEiY ＞ 0, d(gi - g)/dπi ＜ 0。无论是参数 EiY 增加还是参数 πi 降低，均导致产业组合(EiY, πi)在 EY-π 平面向右下方移动，处于更高水平的产业发展无差异曲线 IC: gi - g = k 上。如图所示，满足筱原基准的产业组合(EiY, πi)对应于临界产业发展无差异曲线 IC: gi - g = 0 右下方的阴影 S.H. 区域。具有高国民收入弹性和高技术进步率（低相对价格增长率）的产业群体必

然是快速成长的。然而，由于不适当地忽视相对价格弹性与国民收入弹性对产业发展的相互替代作用，筱原基准只是主导产业选择的充分条件而不是其必要条件。

图 2 在临界产业发展无差异曲线 IC: gi - g = 0 右下方的 EY-π 平面部分，不仅包括高国民收入弹性和高技术进步率的产业组合(EiY, πi)即区域Ⅰ，而且包括国民收入弹性较低但技术进步率较高的产业组合(EiY, πi)即区域Ⅱ，以及技术进步率较低但国民收入弹性较高的产业组合(EiY, πi)即区域Ⅲ。对于 S.H.区域的特定产业组合(EiY, πi)，其所在的产业发展无差异曲线 IC: gi - g = k 可能延伸至 S.H.区以外的区域Ⅰ其它部分，并且可能通过区域Ⅱ或者区域Ⅲ。不在 S.H.区域的产业组合(EiY, πi)，或者通过丰富国民收入弹性的有利收入效应弥补缓慢技术进步的不利替代效应（如在区域Ⅱ），或者通过快速技术进步的有利替代效应弥补缺乏国民收入弹性的不利收入效应（如在区域Ⅲ），能够表现出与在 S.H.区域的产业组合(EiY, πi)相同的成长性。

二、产业发展与结构演化的美国经验

1、NAICS 体系美国产业分类

美国经济采取北美产业分类体系（NAICS），分产业报告 1947 年以来美国 GDP 增加值的时间序列数据。表 1 为 NAICS 体系的美国非政府部门 20 大类产业与 61 小类产业分类，其产业代码参照 NAICS 体系的原始代码而重新编排。

表 1　美国非政府部门产业分类

名称	代码	
	20 类	61 类
农业、林业、渔业和狩猎业	11	
种植		111
林业、渔业和相关活动		113
采掘业	21	
石油和天然气开采		211
石油和天然气外其它采掘		212
采掘支持活动		213
公用事业	22	22
建筑业	23	23
耐用品制造业	33	
木制品		321
非金属矿物制品		327
初级金属制品		331
加工金属制品		332
机械		333

计算机和电子产品		334
电气设备、用品和部件		335
汽车整车、车身和车斗、部件		3361
其它交通设备		3364
家具和相关产品		337
制造业杂项		339
非耐用品制造业	31	
食品、饮料和烟草产品		311
纺织厂和纺织品厂		313
服装、皮革和相关产品		315
纸制品		322
印刷和相关支持活动		323
石油和煤炭产品		324
化学产品		325
塑料和橡胶产品		326
批发贸易业	42	42
零售贸易业	44	44
运输和仓储业	48	
航空运输		481
铁路运输		482
水路运输		483
货车运输		484
中转和陆地旅客运输		485
管道运输		486
其它运输和支持活动		487
仓储和保管		493
信息业	51	
出版业（包括软件）		511
动画和录音业		512
播放和电讯		513
信息和数据处理服务		514
金融和保险业	52	
联邦储备银行、信贷中介和相关活动		521
证券、商品合约和投资		523
保险公司和相关活动		524
基金、信托和其他金融工具		525
房地产和租赁业	53	
房地产		531
租赁服务和无形资产出租者		532
专业、科学和技术服务业	54	
法律服务		5411
计算机系统设计和相关服务		5415
专业、科学和技术服务杂项		5412
公司和企业管理业	55	55
行政和废物管理服务业	56	
行政和支持服务		561
废物管理和整治服务		562
教育服务业	61	61
保健和社会救助业	62	

门诊保健服务		621
住院、看护和家庭护理设施		622
社会救助		624
艺术、文娱和休闲业	71	
表演艺术、博物馆、观赏体育和相关活动		711
娱乐、博彩和休闲业		713
住宿和饮食服务业	72	
住宿		721
饮食服务和饮用场所		722
政府外其他服务	81	81

2、美国 20 类产业发展与结构演化：1947-1987 年

对于包括 20 大类产业的美国非政府部门，1947-1987 年间拟合美国产业发展函数 lnYi(t) = - EiP • (lnPi(t) - lnP(t)) + EiY • lnY(t)，取得具有固定效应的混合估计方程 lnYit = - EP • (lnPit - lnPt) + EiY • lnYt-1 + FCi + [AR(1) = α1，AR(3) = α3]，通过同时附加一阶与三阶的自回归过程消除经济周期因素，其价格弹性系数与收入弹性系数的实际估计值如表 2 所示。

价格弹性系数是跨产业固定的即 EiP = EP，美国产业发展函数 ID: gi = - EP • πi + EiY • g，美国产业发展无差异曲线 IC: - EP • πi + EiY • (g - 1) = k。在 5 年移动平均时间序列数据后，所考察的美国产业发展期从 1947 年至 1987 年缩短为 1949 年至 1985 年，其间总体国民收入年均增长率 g = 3.493108%，而各产业相对价格年均通货膨胀率 πi 见表 3。图 3 为 1947-1987 年间美国产业国民收入弹性系数与相对价格通货膨胀率组合(EiY, πi)的散点图示，其基准产业发展无差异曲线 IC: - 0.252587 • πi + (EiY - 1) • 3.493108 = 0。

表 2　美国产业价格弹性系数与收入弹性系数：1947-1987 年

价格弹性($-E_P$)	-0.252587			
	i	**估计值**	**i**	**估计值**
收入弹性(E^i_Y)	11	0.632723	52	1.252144
	21	0.591527	53	1.171395
	22	1.090677	54	1.543469
	23	0.300978	55	1.022674
	33	0.786708	56	1.634901
	31	0.862499	61	1.133547
	42	1.250199	62	1.615308
	44	0.920213	71	1.094392
	48	0.764607	72	1.019993
	51	1.515506	81	0.566857

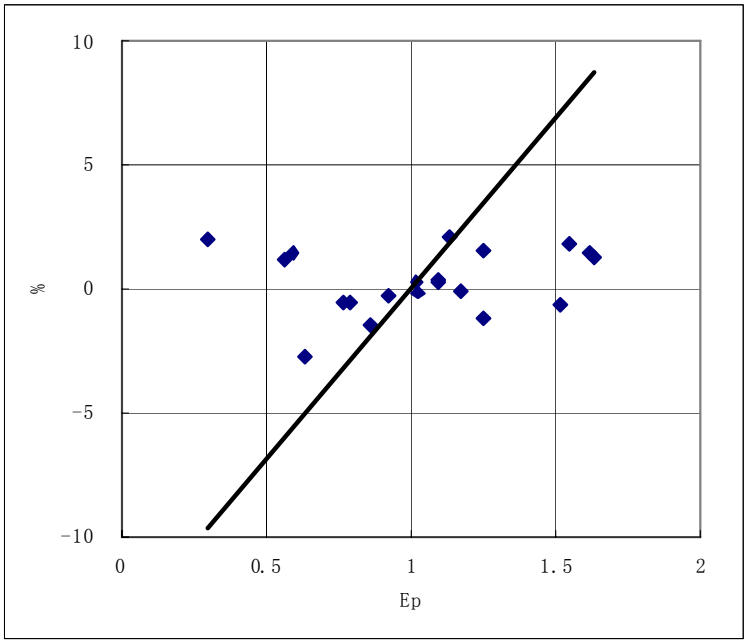


图 3　美国产业发展无差异曲线：1947-1987 年

依据各产业国民收入比重定义公式 si = Yi/Y，Δlnsi = ΔlnYi - ΔlnY = gi - g，从而 Δlnsi = - EP • πi + EiY • (g - 1)。以国民收入比重指标度量美国经济产出结构，表 3 使用预测公式 Δlnsi = - EP • πi + EiY • (g - 1)，核算美国非政府部门 20 大类产业的 1949-1985 年间累计结构变迁幅度 ln(si1985/si1949)，其预测值与实际值比较如图 4 所示，二者相关系数为 0.573812。

表 3　美国产业结构变迁数值模拟：1947-1987 年

产业	通货膨胀率	价格效应	收入效应	累计结构变化	
i	π^i	$-E_P \cdot \pi^i$ [1]	$E^i_Y \cdot g$ [2]	预测值 ([1]+[2]) • 36	实际值 $\ln(s^i_{1985}/s^i_{1949})$
11	-0.027254	0.006884	-0.012829	-0.214033	-0.629835
21	0.014503	-0.003663	-0.014268	-0.645539	-0.052990
22	0.002406	-0.000608	0.003167	0.092150	0.235953
23	0.019963	-0.005042	-0.024418	-1.060560	0.015849
33	-0.005563	0.001405	-0.007451	-0.217638	-0.119598
31	-0.014854	0.003752	-0.004803	-0.037844	-0.242325
42	-0.011527	0.002912	0.008740	0.419446	-0.003542
44	-0.002880	0.000728	-0.002787	-0.074143	-0.078735
48	-0.005904	0.001491	-0.008223	-0.242323	-0.255025
51	-0.006861	0.001733	0.018007	0.710646	0.165959

52	0.015369	-0.003882	0.008808	0.177325	0.332756
53	-0.000802	0.000203	0.005987	0.222830	0.151849
54	0.018373	-0.004641	0.018984	0.516356	0.474127
55	-0.001427	0.000361	0.000792	0.041493	0.007990
56	0.012439	-0.003142	0.022178	0.685291	0.474349
61	0.020759	-0.005243	0.004665	-0.020823	0.283727
62	0.014639	-0.003698	0.021493	0.640645	0.486404
71	0.003548	-0.000896	0.003297	0.086434	0.045268
72	0.002747	-0.000694	0.000698	0.000165	0.013088
81	0.011885	-0.003002	-0.015130	-0.652762	-0.085736

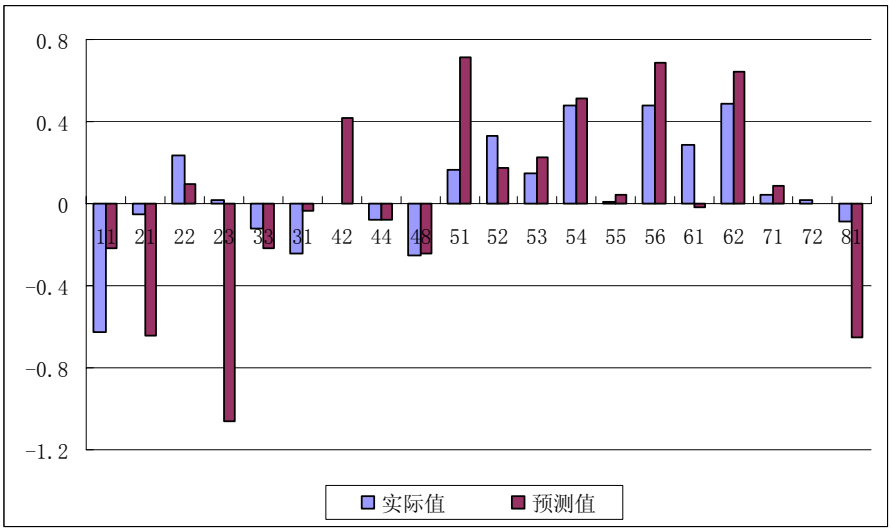


图 4　美国产业结构累计变迁：1947-1987 年

3、美国 56 类产业发展与结构演化：1987-2008 年

对于包括 61 小类产业的美国非政府部门，1987-2008 年间拟合美国产业发展函数 lnYi(t) = - EiP • (lnPi(t) - lnP(t)) + EiY • lnY(t)，在排除奇异样本产业 331、333、335、323 与 482 后，取得具有固定效应的混合估计方程 lnYit = - EP • ln(Pit/Pt) + EiY • lnYt-1 + α • gapt + FCi，直接引入国民收入缺口变量 gap 体现经济周期因素，并且通过 3 年移动平均消除随机冲击影响，其价格弹性系数与收入弹性系数的实际估计值如表 4 所示。

表 4　美国产业价格弹性系数与收入弹性系数：1987-2008 年

价格弹性($-E_P$)	-0.521094							
收入弹性(E^i_Y)	i	估计值	i	估计值	i	估计值	i	估计值
	111	0.486210	339	1.076155	486	0.588494	5415	2.906766
	113	0.504533	311	0.233436	487	1.199034	5412	1.430183
	211	0.902020	313	-0.691558	493	1.655501	55	0.761208
	212	0.464041	315	-1.394389	511	2.148140	561	1.452332

213	0.834777	322	-0.408424	512	1.514131	562	1.057721
22	0.276065	324	1.594202	513	1.597690	61	1.068353
23	0.775705	325	0.705897	514	3.601072	621	0.939308
321	0.227800	326	0.703795	521	1.018088	622	0.763716
327	0.727359	42	1.156582	523	4.069494	624	1.700741
332	0.417129	44	1.102123	524	0.777690	711	1.177068
334	3.871557	481	1.611292	525	1.303726	713	0.770012
3361	0.834467	483	1.125615	531	0.907988	721	1.068490
3364	-0.257666	484	0.951337	532	1.214888	722	0.958647
337	0.478274	485	0.868536	5411	0.633808	81	0.309275

此时，价格弹性系数仍然跨产业固定即 EiP = EP，美国产业发展函数 ID: gi = - EP • πi + EiY • g，美国产业发展无差异曲线 IC: - EP • πi + EiY • (g - 1) = k。不过，随着从 20 大类到 56 小类产业细分而产业间需求替代性提升，价格弹性系数的表 4 估计值明显大于表 2 估计值。在 5 年移动平均时间序列数据后，所考察的美国产业发展期从 1987 年至 2008 年缩短为 1989 年至 2005 年，其间总体国民收入年均增长率 g = 2.902550%，而各产业相对价格年均通货膨胀率 πi 见表 5。图 3 为 1987-2008 年间美国产业国民收入弹性系数与相对价格通货膨胀率组合(EiY, πi)的散点图示，其基准产业发展无差异曲线 IC: - 0.521094 • πi + (EiY - 1) • 2.902550 = 0。

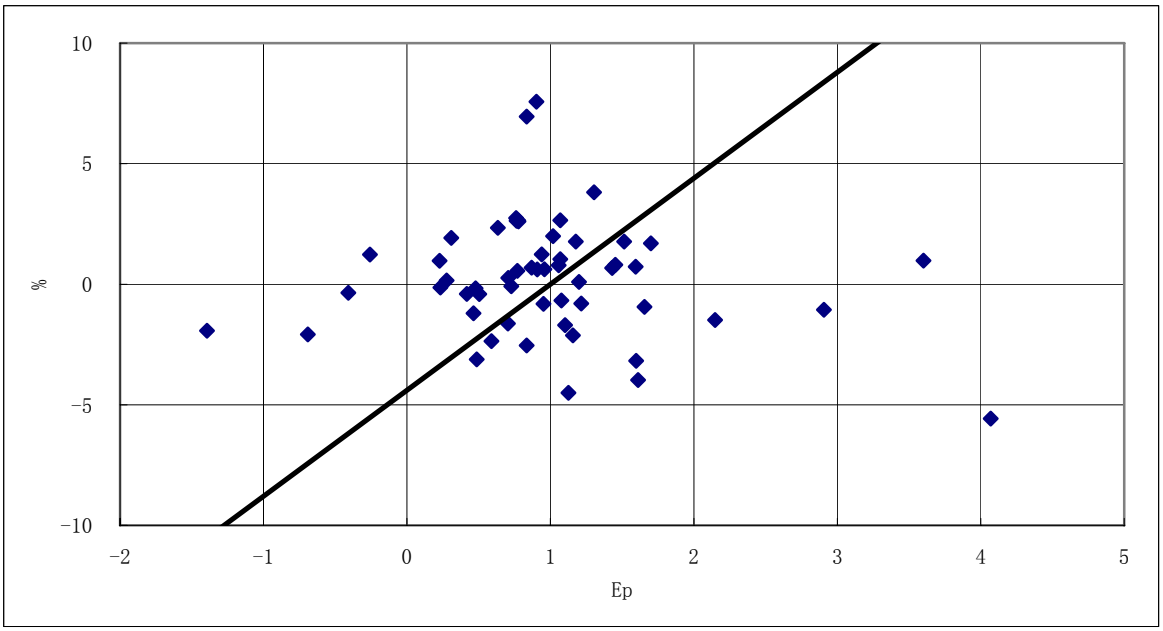


图 5　美国产业发展无差异曲线：1987-2008 年

表 5 使用预测公式 Δln(si) = - EP • πi + EiY • (g - 1)，核算美国非政府部门 56 小类产业的累 1987-2008 年间计结构变迁幅度 ln(si2005/si1989)，其预测值与实际值比较如图 6 所示，二者相关系数为 0.392270。

表 5　美国产业结构变迁数值模拟：1987-2008 年

产业	通货膨胀率	价格效应	收入效应	累计结构变化	
i	π^i	$-E_P \cdot \pi^i$ [1]	$E^i_Y \cdot g$ [2]	预测值 ([1]+[2])·17	实际值 $\ln(s^i_{2006}/s^i_{1989})$
111	-0.031177	0.016246	-0.014913	0.022665	-0.178017
113	-0.004088	0.002130	-0.014381	-0.208263	-0.248464
211	0.075732	-0.039463	-0.002844	-0.719222	0.128321
212	-0.012069	0.006289	-0.015556	-0.157544	-0.153916
213	0.069518	-0.036225	-0.004796	-0.697354	0.246308
22	0.001533	-0.000799	-0.021013	-0.370794	-0.151871
23	0.026485	-0.013801	-0.006510	-0.345294	0.033629
321	0.009737	-0.005074	-0.022413	-0.467282	-0.191498
327	-0.000834	0.000434	-0.007914	-0.127145	-0.114336
332	-0.004037	0.002104	-0.016918	-0.251846	-0.150985
334	-0.181289	0.094468	0.083348	3.022887	-0.085105
3361	-0.025388	0.013229	-0.004805	0.143220	-0.151600
3364	0.012325	-0.006422	-0.036504	-0.729755	-0.239065
337	-0.001681	0.000876	-0.015143	-0.242543	-0.121333
339	-0.006727	0.003505	0.002210	0.097167	0.029429
311	-0.001338	0.000697	-0.022250	-0.366397	-0.134243
313	-0.020798	0.010838	-0.049098	-0.650428	-0.350894
315	-0.019281	0.010047	-0.069498	-1.010669	-0.683407
322	-0.003574	0.001862	-0.040880	-0.663302	-0.251928
324	0.007282	-0.003795	0.017247	0.228690	0.349498
325	0.002591	-0.001350	-0.008536	-0.168073	-0.049268
326	-0.016272	0.008479	-0.008597	-0.002009	-0.129690
42	-0.021202	0.011048	0.004545	0.265084	-0.025120
44	-0.016983	0.008850	0.002964	0.200833	-0.041048
481	-0.039746	0.020711	0.017743	0.653722	-0.060338
483	-0.045034	0.023467	0.003646	0.460917	0.087247
484	-0.008142	0.004243	-0.001412	0.048113	-0.010017
485	0.006837	-0.003563	-0.003816	-0.125436	0.140261
486	-0.023568	0.012281	-0.011944	0.005733	-0.129045
487	0.000982	-0.000512	0.005777	0.089508	0.024897
493	-0.009382	0.004889	0.019026	0.406554	0.163254
511	-0.014812	0.007718	0.033325	0.697743	0.090424
512	0.017703	-0.009225	0.014923	0.096866	0.172077
513	-0.031765	0.016552	0.017348	0.576313	-0.001953
514	0.009785	-0.005099	0.075497	1.196776	0.352482
521	0.019960	-0.010401	0.000525	-0.167893	0.073201
523	-0.055751	0.029052	0.089094	2.008470	0.234864
524	0.026078	-0.013589	-0.006453	-0.340708	0.157639
525	0.038148	-0.019878	0.008816	-0.188065	0.449772
531	0.006108	-0.003183	-0.002671	-0.099513	0.009529
532	-0.008002	0.004170	0.006237	0.176923	0.116941
5411	0.023429	-0.012208	-0.010629	-0.388235	0.016284
5415	-0.010609	0.005528	0.055345	1.034845	0.316086
5412	0.006730	-0.003507	0.012486	0.152650	0.107142
55	0.027426	-0.014291	-0.006931	-0.360782	0.008367
561	0.008038	-0.004188	0.013129	0.151995	0.133940
562	0.007878	-0.004105	0.001675	-0.041303	0.088310
61	0.026502	-0.013810	0.001984	-0.201040	0.156892
621	0.012410	-0.006467	-0.001762	-0.139880	0.029545
622	0.026300	-0.013705	-0.006858	-0.349567	0.084771
624	0.016927	-0.008821	0.020339	0.195819	0.225726
711	0.017679	-0.009213	0.005139	-0.069242	0.193277
713	0.005564	-0.002899	-0.006676	-0.162769	-0.005181
721	0.010417	-0.005428	0.001988	-0.058489	0.031184

722	0.006215	-0.003239	-0.001200	-0.075460	0.048274
81	0.019194	-0.010002	-0.020049	-0.510861	0.017155

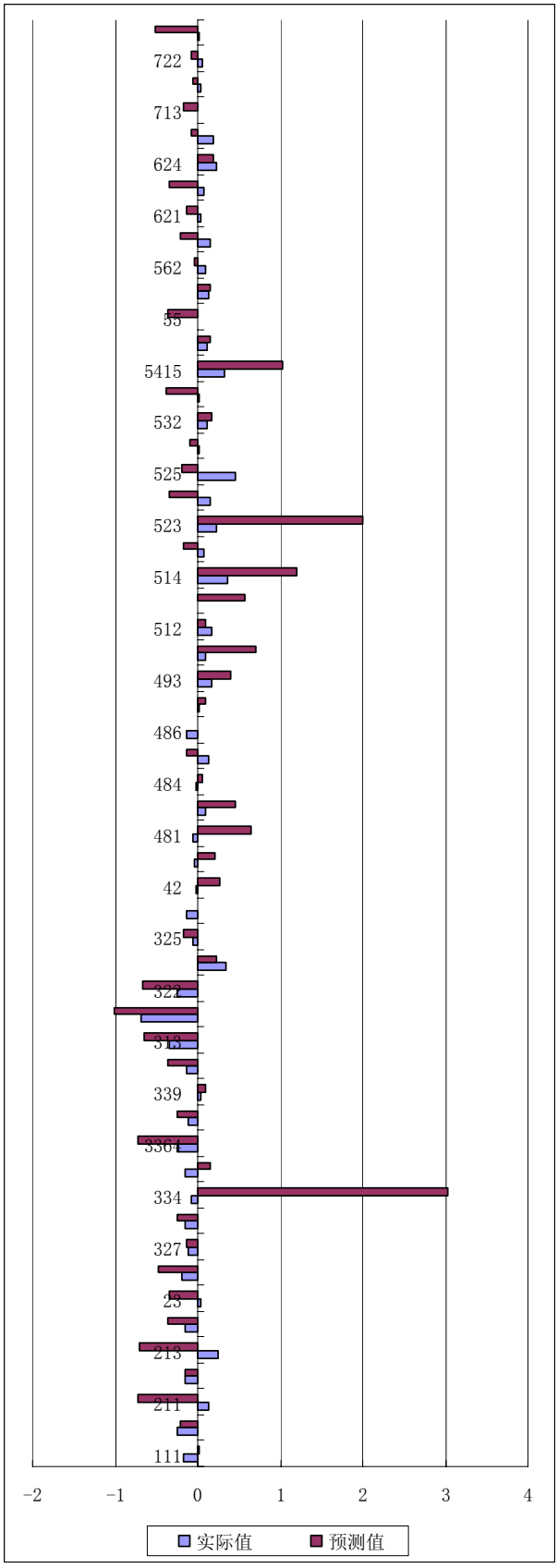


图 6　美国产业结构累计变迁：1987-2008 年

三、中国产业发展模式与产业结构取向

1、中国经济发展与结构演化的历史回顾

依据罗斯托的经济起飞标准，中国经济起飞始于 1952 年，从此进入现代经济增长阶段。中国经济是在农业经济基础脆弱而现代工业落后的历史条件下起飞的，不但需要完成一般性经济起飞的突破贫困循环任务，而且只能在相对封闭的条件下内向发展，也因此摆脱中心国家的国际掣肘而避免外围国家的依附地位。

中国经济发展选择优先发展重工业的激进赶超战略。布哈林与普列奥布拉任斯基关于苏联工业化道路的争论，揭示不发达国家通过优先发展重工业实现经济赶超对计划经济制度的内在依存性。在传统计划经济体制的支持下，以抑制消费而向重工业倾斜投资为代价，中国经济结构从落后的农业国结构向准工业国结构的迅速变迁，形成“高积累、高投入、高增长” 经济发展格局。1952-1978 年间，重工业年均增长速度为 13.7%，相当于同期轻工业年均增长速度的 1.5 倍；工业化率超过每 10 年 10 个百分点，而同期准工业国的世界平均工业化率为每 10 年 7.5 个百分点。1978 年，中国人均 GNP210 美元，然而由重工业比重度量的工业化程度已经超过钱纳里标准结构人均 GNP1500 美元的大国经济。

从 1970 年代末起，中国经济体系开始三重主题的协同转型，即从计划经济向市场经济过渡的经济体制改革、从封闭经济向开放经济转变的经济开放以及从农业－工业国向工业国进步的经济发展。1980 年代，中国经济发展修正重工业优先战略，补偿性地倾斜发展农业和轻工业而消除资源配置效率的部门差异，有效利用非均衡经济结构的潜在帕累托改善收益，形成“高消费、高效率、高增长”的经济发展格局。1979-1990 年间，中国经济结构的均衡化调整导致暂时的逆工业化进程现象，轻工业增长速度超过重工业增长速度，工业化率为平均每 10 年减少 2.2 个百分点。

1990 年代以来，在市场经济体制改革目标模式确立的同时，中国经济完成从短缺经济向相对过剩经济过渡的历史性转变，并且积极参与全球经济一体化进程。因此，市场机制取代计划机制而调节中国经济发展的资源配置，消费者主权取代计划者主权而调节中国经济发展的结构演化，出口导向政策取得进口替代政策而调节中国经济发展的国际分工。中国经济结构的均衡化调整是与工业化进程同步推进的，不仅重工业增长速度重新超过轻工业增长速度，而且基础设施和基础产品部门增长速度开始超过直接生产部门增长速度而，在赫希曼战略的相反反向继续重化工业过程。

2、国际产业转移与中国经济黑洞

日本经济发展的“加工•贸易”战略，从静态国际比较优势出发积极追求动态国际比较优势，将动态国际比较优势努力转换为静态国际比较优势，由此循环往复而促进产业结构持续升级，成功实现日本经济发展的工业化任务。在东亚区域，其他国家和地区从 1960 年代起仿效“加工•贸易”经济发展战略，按照经济发展程度顺序承接发达经济体向外转移产业，与日本经济相耦合而形成东亚经济发展的雁行模式。

1980 年代东亚经济发展适用于图 7(a)的经典雁行发展模式：一方面，四小虎、四小龙与日本经济发展分别处于轻纺工业化、重化工业化与高加工度化的依次递升工业化阶段；另一方面，重化工业从日本向四小龙转移，而轻纺工业从四小龙向四小虎转移。然而，在从 1990 年代起，随着中国经济深入参与东亚经济国际分工，东亚经济发展的雁行模式发生重要变形。如图 7(b)所示，中国构成国际产业转移的经济黑洞，同时从四小虎、四小龙与日本吸收轻纺工业、重化工业与制造业，却不向外转移产业。

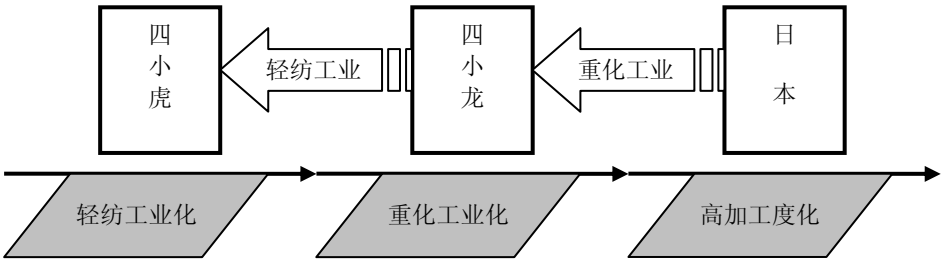


图 7(a)　东亚经济发展模式：雁行模式

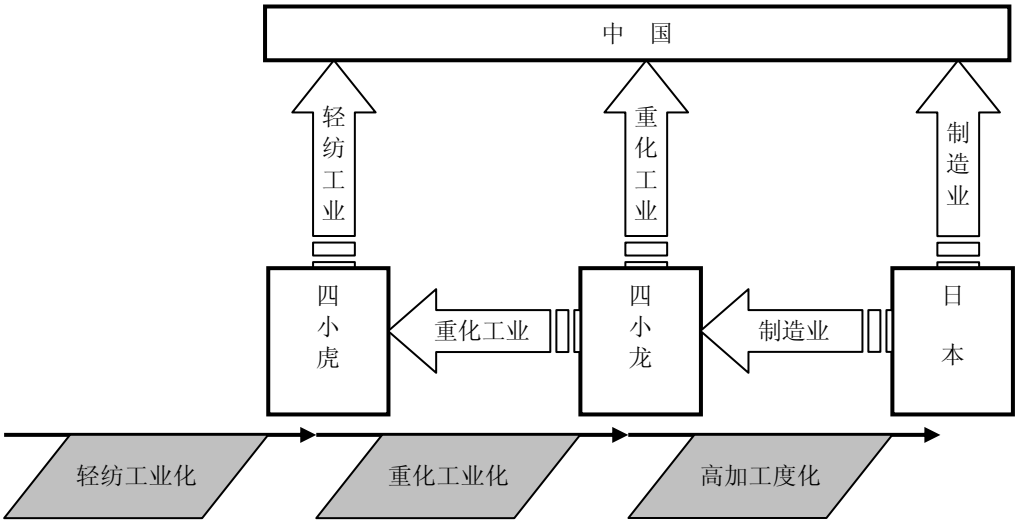


图 7(b)　东亚经济发展模式：中国黑洞

日本经济缺乏新产业创新能力，无法引领东亚经济雁阵继续前进和向跟随经济体不断转移产业，而中国经济的巨大产业吸收能力阻碍东亚经济体系内的产业顺序转移，这样双重原因共同破坏东亚经济发展的雁行模式。然而，亚洲金融危机以后特别是是美国次贷危机以来对东亚经济发展模式的批评意见，不应该否定中国经济发展的外向型战略。日本和四小龙出口导向政策的出口鼓励倾向，主要是相对于进口替代政策的出口抑制倾向而言的，在无法取消进口管制的历史背景下用来抵销其出口抑制作用的次优攻策选择。正是由于采取出口导向政策，这些国家和地区（除香港外）虽然属于政府主导型的市场经济体制，但是其政府行为受到国际市场的外部约束，并且其政策偏误在国际收支上自动显示，能够校正非均衡的或者反市场的经济发展战略。

2、中国产业结构的现实重心与未来趋势

中国经济在 1980 年代以前已经建立相对完整的工业体系，覆盖轻纺工业、重化工业与制造业。基于十大重点产业调整和振兴规划，图 8 从经济发展动态视角描绘中国重点产业分布形态。如图 8 所示，在各重点产业等价的假设前提下，中国重点产业在轻纺工业、重化工业、制造业与服务业纬度上呈现非对称的倒 U 型分布，其轻纺工业、重化工业、制造业与服务业间的 2.0 ： 3.5 ： 2.5 ： 1.5 重点产业数比例，与中国产业结构重心较为吻合。作为国际产业转移过程中经济黑洞的结构映射，2000 年代以及未来相当长时期，中国经济发展必然同时包括轻纺工业化、重化工业化与高加工度化的工业化过程。

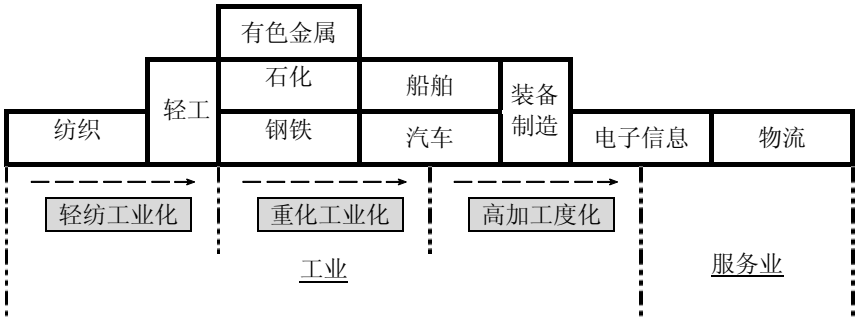


图 8　中国重点产业分布

1940 年代末美国经济与 2000 年代末中国经济比较，虽然美国农业和工业国民收入比重略高于 40%，而中国农业和工业国民收入比重略高于 50%，但是美国人均国民收入约低于中国人均国民收入 10%；同时，1987 年美国国民收入约为 1947 年美国国民收入 4 倍。因此，2010 年代与 2020 年代中国经济发展在历史起点和实现目标方面是与 1947-1987 年间美国经济发展相似的，其间产业发展趋势

能够依据 1947-1987 年间美国产业发展与结构演化的历史经验定性预测，如表 6 所示。

表 6　中国产业发展预测

分布区域			动态性质
萎缩产业		农业、林业、渔业和狩猎业　11 耐用品制造业　33 非耐用品制造业　31 零售贸易业　44 运输和仓储业　48	($E^i_Y < 1$, $\pi^i < 0$)
		采掘业　21 建筑业　23 政府外其他服务　81	($E^i_Y < 1$, $\pi^i > 0$)
		教育服务业　61	($E^i_Y > 1$, $\pi^i > 0$)
临界		住宿和饮食服务业　72	($E^i_Y > 1$, $\pi^i > 0$)
成长产业		公用事业　22 金融和保险业　52 专业、科学和技术服务业　54 行政和废物管理服务业　56 保健和社会救助业　62 艺术、文娱和休闲业　71	($E^i_Y > 1$, $\pi^i > 0$)
	S.H.	批发贸易业　42 信息业　51 房地产和租赁业　53 公司和企业管理业　55	($E^i_Y > 1$, $\pi^i < 0$)

数据附录

附表 1　美国产业 NAICS 体系

产业体系	NAICS 编码	代码	
		20 类	61 类
Private industries			
Agriculture, forestry, fishing, and hunting	11	11	
Farms	111, 112		111
Forestry, fishing, and related activities	113, 114, 115		113
Mining	21	21	
Oil and gas extraction	211		211
Mining, except oil and gas	212		212
Support activities for mining	213		213
Utilities	22	22	22
Construction	23	23	23
Manufacturing	31, 32, 33		
Durable goods	33, 321, 327	33	
Wood products	321		321
Nonmetallic mineral products	327		327
Primary metals	331		331
Fabricated metal products	332		332
Machinery	333		333
Computer and electronic products	334		334
Electrical equipment, appliances, and components	335		335
Motor vehicles, bodies and trailers, and parts	3361, 3362, 3363		3361
Other transportation equipment	3364, 3365, 3366, 3369		3364
Furniture and related products	337		337

Miscellaneous manufacturing	339		339
Nondurable goods	31, 32 (ex 321, 327)	31	
Food and beverage and tobacco products	311, 312		311
Textile mills and textile product mills	313, 314		313
Apparel and leather and allied products	315, 316		315
Paper products	322		322
Printing and related support activities	323		323
Petroleum and coal products	324		324
Chemical products	325		325
Plastics and rubber products	326		326
Wholesale trade	42	42	42
Retail trade	44, 45	44	44
Transportation and warehousing	48, 49 (ex 491)	48	
Air transportation	481		481
Rail transportation	482		482
Water transportation	483		483
Truck transportation	484		484
Transit and ground passenger transportation	485		485
Pipeline transportation	486		486
Other transportation and support activities	487, 488, 492		487
Warehousing and storage	493		493
Information	51	51	
Publishing industries (includes software)	511, 516		511
Motion picture and sound recording industries	512		512
Broadcasting and telecommunications	515, 517		513
Information and data processing services	518, 519		514
Finance, insurance, real estate, rental, and leasing	52, 53		
Finance and insurance	52	52	
Federal Reserve banks, credit intermediation, and related activities	521, 522		521
Securities, commodity contracts, and investments	523		523
Insurance carriers and related activities	524		524
Funds, trusts, and other financial vehicles	525		525
Real estate and rental and leasing	53	53	
Real estate	531		531
Rental and leasing services and lessors of intangible assets	532, 533		532
Professional and business services	54, 55, 56		
Professional, scientific, and technical services	54	54	
Legal services	5411		5411
Computer systems design and related services	5415		5415
Miscellaneous professional, scientific, and technical services	5412-5414, 5416-5419		5412
Management of companies and enterprises	55	55	55
Administrative and waste management services	56	56	
Administrative and support services	561		561
Waste management and remediation services	562		562
Educational services, health care, and social assistance	6		
Educational services	61	61	61
Health care and social assistance	62	62	
Ambulatory health care services	621		621
Hospitals and nursing and residential care facilities	622, 623		622
Social assistance	624		624
Arts, entertainment, recreation, accommodation, and food services	7		
Arts, entertainment, and recreation	71	71	
Performing arts, spectator sports, museums, and related activities	711, 712		711
Amusements, gambling, and recreation industries	713		713
Accommodation and food services	72	72	

Accommodation	721		721
Food services and drinking places	722		722
Other services, except government	72	81	81
Government			

附表 2　美国产业发展函数：1947-1987 年

$lnY^i_t = -E_P \cdot (lnP^i_t - lnP_t) + E^i_Y \cdot lnY_{t-1} + FC^i + [AR(1) = \alpha_1,\ AR(3) = \alpha_3]$

系数		估计值	标准差	t-检验值	P>|t|
$-E_P$		-0.252587	0.035410	-7.133131	0.0000
E^i_Y	11	0.632723	0.074680	8.472462	0.0000
	21	0.591527	0.072858	8.118896	0.0000
	22	1.090677	0.073249	14.89000	0.0000
	23	0.300978	0.077968	3.860270	0.0001
	33	0.786708	0.070746	11.12016	0.0000
	31	0.862499	0.071358	12.08695	0.0000
	42	1.250199	0.070503	17.73256	0.0000
	44	0.920213	0.069469	13.24647	0.0000
	48	0.764607	0.070110	10.90585	0.0000
	51	1.515506	0.070532	21.48665	0.0000
	52	1.252144	0.070356	17.79729	0.0000
	53	1.171395	0.070245	16.67576	0.0000
	54	1.543469	0.071198	21.67856	0.0000
	55	1.022674	0.069523	14.70984	0.0000
	56	1.634901	0.070484	23.19525	0.0000
	61	1.133547	0.072000	15.74374	0.0000
	62	1.615308	0.070839	22.80269	0.0000
	71	1.094392	0.070119	15.60770	0.0000
	72	1.019993	0.069878	14.59671	0.0000
	81	0.566857	0.070218	8.072866	0.0000
α_1		0.641571	0.031564	20.32598	0.0000
α_3		0.060284	0.029959	2.012205	0.0446
FC^i		i	估计值	i	估计值
		11	1.683442	52	-1.176036
		21	2.115704	53	-0.620534
		22	-0.218002	54	-2.514527
		23	3.073807	55	0.037213
		33	0.721880	56	-2.966649
		31	0.829103	61	-0.419457
		42	-1.156434	62	-2.376899
		44	0.187818	71	-0.603325
		48	0.884842	72	-0.022135
		51	-2.419913	81	2.001459

$R^2 = 0.993707$　adj $R^2 = 0.993328$　SE = 0.046031　DW = 2.058233

附表 3　美国产业发展函数：1987-2008 年

$lnY^i_t = -E_P \cdot (lnP^i_t - lnP_t) + E^i_Y \cdot lnY_{t-1} + \alpha \cdot gap_t + FC^i$

系数		估计值	标准差	t-检验值	P>|t|
$-E_P$		-0.521094	0.026061	-19.99508	0.0000
α		0.004660	0.001429	3.261711	0.0011
E^i_Y	111	0.486210	0.103061	4.717716	0.0000
	113	0.504533	0.098426	5.126023	0.0000
	211	0.902020	0.120836	7.464819	0.0000
	212	0.464041	0.098932	4.690494	0.0000
	213	0.834777	0.116474	7.167052	0.0000
	22	0.276065	0.097857	2.821097	0.0049
	23	0.775705	0.101434	7.647412	0.0000
	321	0.227800	0.098195	2.319875	0.0206

327	0.727359	0.097863	7.432430	0.0000
332	0.417129	0.097914	4.260146	0.0000
334	3.871557	0.199294	19.42635	0.0000
3361	0.834467	0.099949	8.348918	0.0000
3364	-0.257666	0.098607	-2.613066	0.0091
337	0.478274	0.097847	4.887988	0.0000
339	1.076155	0.098000	10.98118	0.0000
311	0.233436	0.097851	2.385619	0.0172
313	-0.691558	0.099320	-6.962929	0.0000
315	-1.394389	0.099125	-14.06702	0.0000
322	-0.408424	0.097850	-4.173978	0.0000
324	1.594202	0.097849	16.29253	0.0000
325	0.705897	0.097848	7.214223	0.0000
326	0.703795	0.098679	7.132201	0.0000
42	1.156582	0.100029	11.56241	0.0000
44	1.102123	0.099070	11.12472	0.0000
481	1.611292	0.103201	15.61321	0.0000
483	1.125615	0.100364	11.21535	0.0000
484	0.951337	0.097870	9.720462	0.0000
485	0.868536	0.098035	8.859476	0.0000
486	0.588494	0.099780	5.897896	0.0000
487	1.199034	0.097896	12.24800	0.0000
493	1.655501	0.098068	16.88116	0.0000
511	2.148140	0.098589	21.78889	0.0000
512	1.514131	0.099396	15.23336	0.0000
513	1.597690	0.101481	15.74368	0.0000
514	3.601072	0.098456	36.57548	0.0000
521	1.018088	0.099839	10.19731	0.0000
523	4.069494	0.115990	35.08494	0.0000
524	0.777690	0.100002	7.776735	0.0000
525	1.303726	0.111172	11.72709	0.0000
531	0.907988	0.098063	9.259247	0.0000
532	1.214888	0.098155	12.37725	0.0000
5411	0.633808	0.099691	6.357737	0.0000
5415	2.906766	0.098100	29.63067	0.0000
5412	1.430183	0.097944	14.60201	0.0000
55	0.761208	0.100900	7.544175	0.0000
561	1.452332	0.098246	14.78256	0.0000
562	1.057721	0.098020	10.79085	0.0000
61	1.068353	0.100625	10.61722	0.0000
621	0.939308	0.098230	9.562306	0.0000
622	0.763716	0.100185	7.623093	0.0000
624	1.700741	0.098976	17.18333	0.0000
711	1.177068	0.099274	11.85673	0.0000
713	0.770012	0.098022	7.855542	0.0000
721	1.068490	0.098407	10.85787	0.0000
722	0.958647	0.097951	9.787014	0.0000
81	0.309275	0.099550	3.106717	0.0019

FC^1	i	估计值	i	估计值
	111	2.305568	486	1.958619
	113	2.306206	487	-0.929633
	211	0.474561	493	-2.998729
	212	2.513539	511	-5.280306
	213	0.762351	512	-2.304523
	22	3.374747	513	-2.722751
	23	1.046408	514	-11.99217
	321	3.525758	521	-0.090148

	327	1.291806	523	-13.93481
	332	2.733407	524	1.046373
	334	-13.14595	525	-1.477398
	3361	0.824159	531	0.438536
	3364	5.749385	532	-0.837391
	337	2.414722	5411	1.648011
	339	-0.312139	5415	-8.605856
	311	3.592010	5412	-1.935184
	313	7.769466	55	1.130984
	315	11.01640	561	-2.039887
	322	6.508324	562	-0.278649
	324	-3.013051	61	-0.273887
	325	1.425032	621	0.277687
	326	1.429842	622	1.098948
	42	-0.675466	624	-3.166496
	44	-0.422466	711	-0.754413
	481	-2.730715	713	1.119363
	483	-0.521012	721	-0.276482
	484	0.243336	722	0.202984
	485	0.664711	81	3.205564
R^2 = 0.973937 adj R^2 = 0.970837 SE = 0.0070997 DW = 0.351535				

参考文献：

[１]金碚．中国工业化经济分析．北京：中国人民大学出版社，1994

[２]林毅夫、蔡昉、李周．中国的奇迹：发展战略与经济改革．上海；上海三联书店，1999

[3]迈耶、斯蒂格利茨．发展经济学前沿：未来展望．北京：中国财政经济出版社，2003

[4]钱纳里、塞尔昆．发展的型式（1950-1970）．北京：经济科学出版社，1988

[5]斯蒂格利茨．东亚奇迹的反思．北京：中国人民大学出版社，2007

[6]小宫隆太郎、奥野正宽、铃村兴太郎．日本的产业政策．北京：国际文化出版公司，1988

[7]杨瑞龙等．全球经济调整中的中国经济增长．北京：中国人民大学出版社，2007

[8]杨治．产业政策与结构优化．北京：新华出版社，1999