

中国经济增长“条件趋同”中的制度因素
劳动力市场扭曲对区域差距的影响

蔡昉 王德文 都阳

工作论文系列四
Working Paper Series No. 4

2000年11月

中国经济增长“条件趋同”中的制度因素

劳动力市场扭曲对区域差距的影响

蔡昉 王德文 都阳

一、 引言

中国经济改革以来地区之间人均收入的差距出现了扩大的趋势，是一个普遍观察到的现象。而比较细致的研究则揭示了改革以来地区差距呈现了一个先缩小随后扩大的变化轨迹（如 Jian et al., 1995）。已有的研究也对导致这种地区差距扩大的原因进行了探讨，一些文献列出了各种导致地区发展不平衡的历史、自然、政策因素（王绍光等，1999）；一些文献指出了这种表现在省、直辖市、自治区之间的差距主要反映的是东部、中部、西部地区之间的差距；还有一些研究分解了表达区域差距的指标，试图揭示出影响区域差距形成的具体因素（如林毅夫等，1998）。诚然，地区收入差距扩大会产生一系列社会问题。但是从这种差距的形成来看，主要在于经济原因。而 70 年代末以来中国在经济方面发生的重大事件无非是改革与增长，或者反过来说，改革与增长是过去 20 余年中国经济方面所发生的各种重大变化的根本源泉。因此，解释地区差距扩大首先必须将这种现象与改革和增长的性质及特征联系起来。此外，既然地区差距扩大问题是一个十分实际的经济现象，纯粹推理上的讨论最终难以解决问题，因此，任何有关的讨论都应该与实证检验结合起来。

为了为中国改革以来地区差距扩大趋势提供一个更具解释力的分析框架，我们不准备一般地解释这个差距的扩大，而是具体地对应解释这种地区差距的特殊变化轨迹。这个变化轨迹的第一个表现是从分省的人均收入差距观察到的。如图 1 所示，以 1978 年为基期，用变异系数的对数（ σ 指数）和泰尔指数（Theil Entropy）表示的省际人均收入差距指标曾经大幅度下降，直到 80 年代末 90 年代初，随后开始上升至今，呈现出一个“V”字型的变化轨迹。具体来说， σ 指

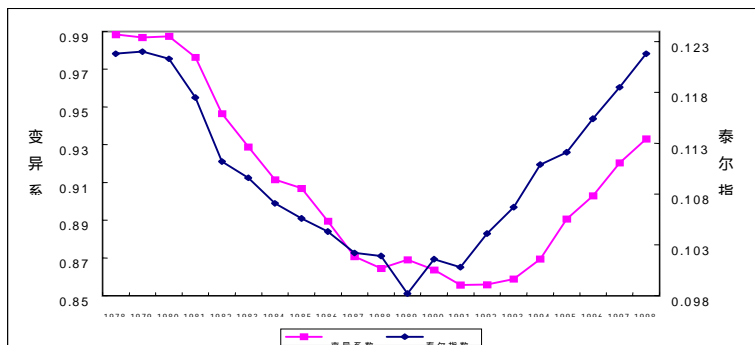


图 1 改革以来人均 GDP 地区差距的变化

数从 1978 年的 0.988 下降到最低点 1991 年的 0.856，随后又提高到 1998 年的 0.933；泰尔指数从 1978 年的 0.122 下降到最低点 1989 年的 0.098，随后又提高到 1998 年的 0.122。1978-1998 年期间，在地区差距表现出这样的由大缩小，又由小扩大的过程中，影响这个差距的区域型式发生了变化。

这个地区差距扩大的第二个表现可以从三类地区之间的差距变化来观察。通过统计分析我们可以看到在随着整体地区差异指标经历了一个先降低后上升的过程的同时，东部地区、中部地区和西部地区分别表现出俱乐部趋同现象（蔡昉等，2000）。具体来说，当我们通过分解泰尔指数¹，把地区收入差距划分为东部地区省际差异、中部地区省际差异、西部地区省际差异，以及东部、中部和西部三类地区之间的差异对总体地区差距贡献份额之后，可以发现，中西部地区内部差距对总体地区差距的贡献自始至终微不足道，对总体地区差距起决定性影响作用的是东部地区省际差异和三类地区之间的差异（林毅夫等，1998；蔡昉等，2000）。而我们考察这两个因素的相对重要性时又可以发现，以 80 年代末 90 年代初为界，此前东部地区省际差异对总体地区差距的程度起支配作用，此后三类地区之间的差异对总体地区差距的程度起支配作用（参见图 2）。在图 2 中，我们以份额占到 50% 作为对总体地区差距起支配作用的标志点，可以清楚地看到这两种贡献支配作用的消长变化。既然我们考察的这个时期同时是经济改革深化以及改革推进的经济增长的时期，我们应该把改革与增长过程与地区差距结合起来，得出一致的解释。同时，地区收入差距变化“V”字型轨迹的解释，与对于“趋同俱乐部”形成的解释也应该是一致的。

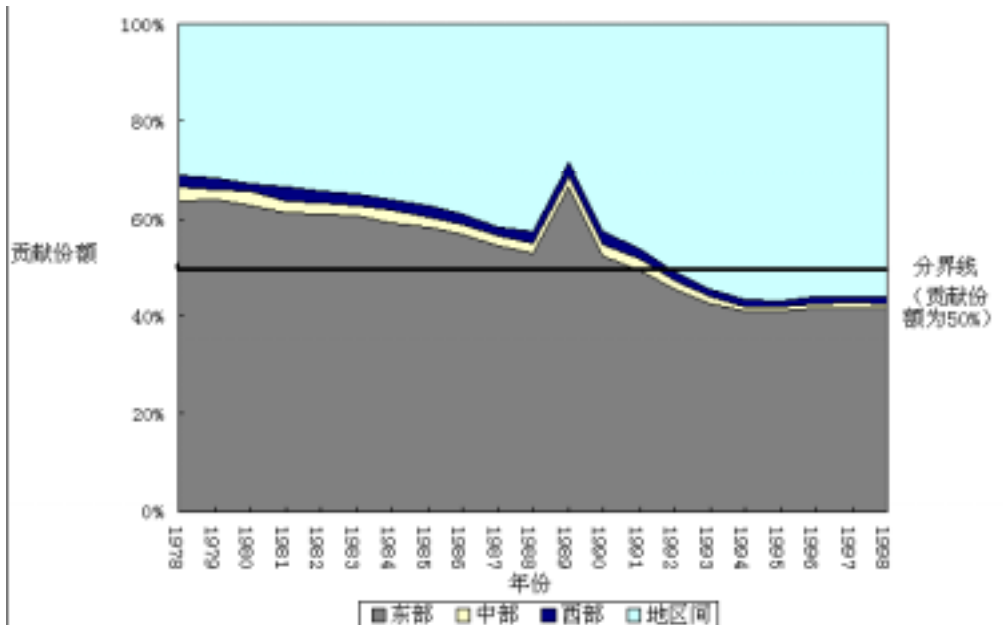


图 2 各地区内及地区间差距对总体差距的贡献率

¹ 关于分解泰尔指数的方法，请参见 Shorrocks (1980)。

解释国家或地区之间的经济绩效差异从而人均收入差距形成的原因，也是经济增长理论始终关注的问题。一方面尝试对于这种关注给予回答，另一方面也是为了给新古典增长理论提供一个经验支点，80年代后期以来经济增长文献颇为引人注目的部分集中在检验经济增长的趋同假说。从资本报酬递减的假说出发，新古典增长理论指出了经济增长速度从而人均收入水平在国家或地区之间趋同的可能性（Mankiw et al., 1992），即起点上人均收入水平较低的经济倾向于在随后的增长中速度更快。较早的经验研究发现，趋同并没有发生在所有的国家或地区之间，而是发生在那些具有同质性或具有相同的经济稳态的经济之间，因此，人们发现的趋同现象实际上是一种“俱乐部趋同”（Baumol, 1986）。当研究者考虑到不同质的经济之间具有不同的稳态，并试图把那些影响稳态的因素作为可以用统计数据描述的变量控制住，从而发现了在不同质经济之间存在着“条件趋同”的现象。例如在巴罗（Barro, 1998）的研究中，他选择并检验了人力资本、储蓄倾向、生育率、政治稳定和民主化程度等方面的变量，得出了条件趋同的结论。也就是说，假设各国或地区之间在这些条件方面没有差异，起点上人均收入水平较低的经济可以在随后的增长中实现更快的速度。

经济学家对于影响地区经济增长的制度因素和政策因素也给予了重视。除了巴罗等在增长模型中加入了各种制度性、政策性变量外，也有人专门构造了解释地区增长差距的政策解释模型。例如恰利等（Chari et al. 1997; McGrattan et al. 1998）从新古典两部门模型出发，假设投资品部门受到政府过度投资的扭曲，而消费品部门则较少政策干预，构造了一个模型，其中投资品部门因政府干预而形成一生产率因子（科布-道格拉斯生产函数中的技术水平）上面的折扣，并用 $A_i / (1 + \lambda_x)$ 作为投资品部门的生产率因子，以区别于消费品部门的生产率因子 A_c 。政策扭曲使得投资过程中产生一个额外的生产性耗损（其程度由 λ_x 表示），可以应用到任何形式的政策扭曲，如政府投资的低效率、企业争取资源过程中的寻租、贸易保护等等。上述作者使用投资品与消费品比较的相对价格作为这种政府投资导致的扭曲的代理变量指标，分析了125个国家在1960-1985年期间的数据，得出在投资品相对价格与每个工人生产的相对国内生产总值之间存在着强烈的负相关关系的结论，相关系数为-0.65（McGrattan et al. 1998）。我们发现这些分析都或多或少适用于中国地区增长的分析。然而，在中国最具有特殊性的一个制度现象即要素市场扭曲特别是劳动力市场的扭曲，在国外的经济学家那里却没有得到直接的关注。

从已有的文献看，我们认为，借助于前人的研究积累，仍然有机会把研究按照上述要求推进一步。首先，我们可以借鉴增长理论关于条件趋同的分析和实证经验，把地区增长差距问题纳入经济增长的研究之中。从经济增长的角度，地区差距无非就是作为原因的增长速度的差异或“ β 趋异”，以及因其所导致的人均收入绝对水平的差异或“ σ 趋异”。所以，我们可以通过探讨中国区域间增长为什么趋异，以及在何种场合产生条件趋同，解释地区差距。其次，把城乡劳动者彼此隔绝的劳动力市场扭曲政策，是中国计划经济体制和传统发展政策

的一个颇具特色的组成部分。由于这种现象在其他发展中国家不像在中国那样具有典型性，从而在经济增长文献中讨论相对薄弱。鉴于以上两点，本文不揣冒昧，尝试在这方面做一些努力。

二、改革的两种增长效应与地区差距

中国经济改革可以被看作是遵循两条主线推进的：一是在微观层次上放权让利和进行产权改革，如农村的家庭承包制和城市国有企业改革；一是在宏观层次上进行政策环境的改革，如价格、金融、财政体制改革和发育生产要素市场。遵循这两条逻辑主线进行的改革，既具有时间上的继起性，又具有空间上的递进性。如果把改革按照时间的继起性划分，我们可以大致地观察到，改革前期或较早阶段是以微观层次的改革为主要内容的；而改革的后一阶段则是以宏观层次政策环境改革为主要内容的。如果把改革按照空间的递进性划分，我们又可以观察到，从微观环节开始的改革最初起步于中西部地区，继而推广到东部地区。而宏观政策环境的改革，特别是产品市场和要素市场的发育，则首先在东部地区通过非国有经济的扩大而取得进展，随后才逐渐向中西部地区扩散。

像所有实行重工业优先发展战略的国家一样，改革以前中国经济增长中存在的主要问题，第一是由于管理者和劳动者激励不足而导致的低下的技术效率，第二是由于产业结构偏离比较优势而导致的低下的配置效率（林毅夫等，1999；Desai et al., 1983）。相应地，改革与开放带给中国经济的增长效应，主要也是由两个部分组成的，一个是通过激励机制改进提高技术效率而带来的改革效应，一个是通过要素市场发育，资本和劳动力在部门间和地区间流动即资源重新配置带来的改革效应。

在 80 年代前期以微观激励机制的改善为主要内容的改革阶段，农村家庭承包制发端于中西部地区（如安徽、四川的一些贫困地区），国有企业放权让利的试验最早也在西部地区（如四川）。但是，这种微观环节的改革并不具有地区间的前后顺序。具体来说，这个阶段的改革具有三个特点。第一，改革效应以改进技术效率为主，不必依靠于市场的发育。例如，一项研究表明，改善农业生产中激励机制的家庭承包制，通过改进技术效率对于 1978—1984 年期间农产品产量的增长，独自作出了高达 42% 的实际贡献（林毅夫，1992，第 94—96 页）；第二，改革从试验到广泛推行，都只经过非常短暂的时期，因而地区之间在改革先后上的差异并不十分明显。例如，全国实行家庭承包制的生产队比重，在 1980 年初还只有 1.1%，到 1984 年底已经达到 97.9%。又如国有企业扩大自主权试点首先是 1978 年在四川的 6 家企业进行，半年以后扩大到北京、天津、上海的 8 家企业，而到 1980 年秋天，试点企业的数量就扩大到全国的 6000 多家，占预算内国有工业企业数的 16%，产值的 60% 和利润的 70%。以利润留成为主要特征的工业经济责任制的推广也是如此，1980 年初开始在山东试验，1981 年 8 月

底就扩大到全国 65% 的县以上国有企业，其中东部地区达到 80% 的推广率。第三，这类改革具有所谓“帕累托改进”的性质，即大多数地区几乎是均等地从中获益。特别是，当时农业增加值仍然占到国内生产总值的近 1/3，中西部地区农业发展水平起点低，所以获益较大，导致地区收入差距的缩小。

随着微观经营机制的改革创造出新增资源，要求被配置到更有效益的产业和部门。这个资源重新配置的过程不可能继续依靠传统的计划渠道作出，而是以产品市场的发育以及资本和劳动力的流动为前提，因而对资源配置机制的市场化提出了更高的要求。这种资源重新配置所产生的结果既包括产业结构的调整，也包括企业所有制结构的调整。东部地区与中西部地区之间可能的差异，这时得以表现出来。一方面，随着农业产值份额在国民经济中的下降和农村非农产业重要性的提高，得自农业的收益不再起着足以影响收入水平的决定性作用，另一方面，东部地区国有企业相对于中西部地区而言具有产业结构和所有制结构调整上的优势，在加上对外开放政策以经济特区、沿海开放城市和沿海地区发展战略的形式率先对东部地区给予优惠，所以三类地区之间的收入差距扩大的条件已经具备。之所以在 80 年代末以前这种三类地区之间的差距没有从省际差异指标上表现出来，是因为当时东部地区内部的差距对总体地区差距贡献还居支配单位，而该地区内部正表现为差距的缩小或增长水平的趋同¹。

我们需要解释为什么在改革的后来阶段上，三类地区差距对总体地区差距的贡献份额扩大到居于支配地位，以致加大了地区之间收入的差距。在经济增长的文献中，不同经济之间不能达到绝对趋同，甚至出现趋异现象的原因在于两类经济具有不同的稳态，而各种影响经济增长的因素同时决定了这种不同稳态的位置及其变化 (Sala-i-Martin, 1996)。由此出发，我们可以通过考察改革不同时期东部地区与中西部地区稳态的差异和相对变化，解释改革两个时期地区差距变化的不同型式。这里，由于我们试图解释的是改革以来三类地区差距贡献份额的提高和“V”字型地区差距变化轨迹，所以在分析中将着眼于经济改革在不同时期的效应，及其对这种变化轨迹的影响。

前面关于改革开放的经济增长效应的分析，指出了在整个改革期间各个地区经济增长源泉在于技术效率和配置效率两方面的改进。我们已经清楚的是，由于激励机制改善带来的技术效率改进从而导致的经济增长，在不同地区没有很大的差异。或者说，中西部地区可能受益更多。现在需要考察的是，由于资本和劳动力的重新配置从而导致的经济增长效应，是否在不同地区之间是有差异的。资源重新配置的过程事实上是一个资本和劳动力流动的过程。这两种生产要素在部门间和地区间流动，一方面提高资源配置效率，一方面均等化生产要素的报酬。然而正如很多研究者指出的，生产要素市场的发育始终是中国经济

¹ 对东部地区各省、直辖市和自治区人均国内生产总值的增长率分析表明，在整个 1978-1998 年期间，其与人均国内生产总值的初始水平呈负相关关系，表现出典型的绝对 β 趋同 (蔡昉等, 2000)。

改革的滞后领域或瓶颈部门 (Lardy, 1994, pp. 8-14; Yang et al., 2000)。如果说, 技术效率的改进可以在不依赖市场化的条件下达到的话, 那么配置效率的改进则完全以市场化特别是要素市场的发育水平为前提。下面我们在生产要素市场发育在地区间存在着差异的假定下, 分析由于配置效率差异导致的东部地区与中西部地区之间收入差距扩大的原因。

假定一个经济中的各个地区都满足如下性质的生产函数, 则某地区 i 的生产函数为:

$$Y_i = A_i K^\alpha L^{1-\alpha}$$

其中, A 为生产率因子, K 和 L 分别为两种常规的投入品资本和劳动。对于所有大于 0 的 K 和 L , 生产函数都表现出递减的边际产品:

$$\frac{\partial Y}{\partial K} > 0, \frac{\partial^2 Y}{\partial K^2} < 0; \quad \frac{\partial Y}{\partial L} > 0, \frac{\partial^2 Y}{\partial L^2} < 0$$

而且, Y 具有规模报酬不变的特性。在这里, 生产率因子是由经济中的技术效率 T_i 和配置效率 V_i 共同决定的:

$$A_i = A_i(T_i, V_i)$$

生产率因子的特征满足于类似于稻田条件的性质。也就是说, 在技术效率受到极度压制的状态下, 它对生产率因子的边际贡献相当巨大, 而当技术效率发挥到一定的水平它对生产率因子的边际贡献趋向于一个常数:

$$\lim_{T_i \rightarrow 0} (A_{T_i}) = \infty; \quad \lim_{T_i \rightarrow \infty} (A_{T_i}) = c \quad \text{其中,} \quad A_{T_i} = \frac{\partial A_i}{\partial T_i}$$

由于技术效率的发挥具有上节中所描述的三个特征, 所以改革后技术效率的改善不会受到市场发育程度的限制, 因此, 它对生产率因子的边际贡献也会很快在地区间趋同, 所以:

$$\dot{A}_T^i = \dot{A}_T^j, \quad i \neq j$$

其中 \dot{A}_T^i 表示 A_T^i 随时间变化的情况。

而配置效率则不然, 其水平内生于市场发育的程度。可以预期, 在要素市场受到扭曲程度较高的地区, 其配置效率的水平也较低; 反之, 市场发育程度较高的地区, 其配置水平也就会更高。假定, 改革以前各地区由于同处于计划经济体制下配置效率均受到压制而大致处于相当的水平。那么, 随着改革的进一步推进, 在要素市场扭曲程度低的地区, 配置效率对生产率因子的贡献会更为突出。所以, 随着时间的变化, 地区间配置效率对生产率因子边际贡献上也

就会出现差异：

$$A_{V_D}^D < A_{V_N}^N$$

其中， A_{V_D} 表示在要素市场受到扭曲的情况下，配置效率对生产率因子的边际贡献；而 A_{V_N} 表示要素市场充分发育的情况下配置效率对生产率因子的边际贡献。由于技术效率变化对生产率因子的影响会很快趋于一个常数，因此，地区间的生产率因子的差别将独立于技术效率的变化。所以，配置效率成为决定地区间生产率因子差别的主要因素。因此会有：

$$A(V_D) = \frac{1}{1 + \lambda} A(V_N)$$

所以，稳态的人均产出也会不同：

$$\frac{y_N}{y_D} = 1 + \lambda$$

所以，正是由于技术效率和配置效率的不同特性导致了经济增长的差异。在技术效率居于主导的阶段，地区差距趋于缩小；而在配置效率居于主导的阶段，地区差距趋于扩大。那么，要素市场的发育在地区间又到底有什么样的差异呢？以下的内容将对此作出进一步的解释。

三、要素市场发育的地区差异

改革之前的中国经济体制模式，是为重工业优先发展战略服务的。在资本稀缺的经济中，推行资本密集型的重工业优先发展战略，不可能依靠市场引导资源的配置，因而必须通过计划分配机制把各种资源按照产业发展的优先序进行配置。因此，以资本和劳动力为代表的资源或生产要素，既无必要也不允许根据市场价格信号自由流动。因此，随着 50 年代这种发展战略格局确立下来，人民公社体制和户籍制度就是这样的一系列制度安排，按照地域、产业、所有制等分类把资本和劳动的配置人为画地为牢，计划之外的生产要素流动成为不合法现象。其中把城乡人口和劳动力分隔开的户籍制度，以及与其互为配套的城市劳动就业制度、基本消费品供应的票证制度、排他性的城市福利体制等，就有效地阻碍了劳动力这种生产要素在部门间、地域上和所有制之间的流动。

经济史表明，由于农业生产率的提高使得一定农业资源(劳动力和土地)可以供养的人口增加，以及由于农产品收入的需求弹性小，随着人们收入水平的提高，对农产品的需求并不以相同的比例增加，农业是一个随着人均收入水平的提高而份额相对降低的产业。然而，在推行重工业优先发展战略的条件下，一方面产业结构资金密集程度高，抑制了工业化过程中劳动力的吸收；另一方面，

人民公社体制把劳动力牢牢地限制在农业特别是种植业上面，随着农业装备水平的提高而富余出来的劳动力，不能随便地转移到工业部门和商业、服务业部门。其结果是，经过几十年的发展，中国的工业产值比重大大提高，而农业劳动力比重仍然很高。农业在国内生产总值中的份额，早在1978年以前就远远下降到50%以下了（1978年为28%），而农业劳动力的比重高达70.5%。

80年代以来进行的各种改革，创造了使生产要素从生产率低的部门和地区向具有更高生产率的部门和地区流动的环境与机会。农业中广泛存在的剩余劳动力也相应地分别转移到农村非农产业和城镇地区，对于过去20余年的经济增长作出了贡献（如参见蔡昉等，1999）。但是，正如前面指出的，在整个改革过程中，以劳动力为典型的生产要素发育始终滞后于其他方面的改革。由于户籍制度的继续存在，劳动就业制度仍然具有对农村劳动力的排他性，特别是城市政府以实施“再就业工程”的名义，出台了一系列排斥外地劳动力、保护本地居民和职工的歧视性就业政策，使得劳动力流动受到阻碍。这造成两个结果。第一，真正实现的迁移远远达不到矫正资源配置扭曲的水平。第二，迁移通常只能是区域性的。按照托达罗模型（Todaro, 1969），劳动力是遵循从收入低的地区向收入高的地区迁移的模式进行重新配置的，但是由于政策环境不利于劳动力流动，特别是城市政府设置了种种阻挠迁移的障碍，使得现实中的劳动力流动局限在本地区之内。例如，1995年人口抽样调查数据表明，大多数劳动力流动只是发生在省内，而当迁移者即使迁出本省，其中绝大多数也没有超出本地区内，即东部、中部和西部地区的迁移者分别只在该地区内部流动（表1）。所以说，即使改革以来形成了一个规模狭小的劳动力市场，充其量只能被称作区域性的劳动力市场。

表1 劳动力跨地区流动的范围(%)

	总迁移	农村向城市	农村向农村
省内迁移	68.4	75.3	54.6
地区内迁移	80.4	84.8	71.7
其中：			
东部地区内	93.1	95.1	87.2
中部地区内	67.7	72.7	58.6
西部地区内	72.4	75.6	69.0

资料来源：Cai, 1999, p. 321。

在改革期间，农村劳动力转移的去向主要有两个，一是以乡镇企业为代表的农村非农产业，一是以国有企业和城镇非国有经济为代表的城镇产业。我们设这两个部门为农村剩余劳动力的需求方，农业部门则为农村剩余劳动力的供给方，供给和需求之间的平衡关系在东部地区和中西部地区是截然不同的。这种在三类地区之间的不平衡关系，源于两个因素。我们知道，一个部门或地区

的剩余劳动力能否实现转移，转移多少，取决于吸收剩余劳动力的机会的多寡，以及转移的渠道是否畅通。由于待转移的劳动力面临着一系列需要克服的转移障碍，需要支付一定的转移成本，所以劳动力转移的决策和实际发生是一个由近及远的分阶段过程。具体来说，中国农村劳动力的转移途径是按照第一步转移到本地区的乡镇企业，第二步转移到本地区小城镇，第三步外省、区、市的乡镇企业或城镇部门这样的顺序进行的(Cai, 1999)。

在农村剩余劳动力开始其第一步转移时，东部地区和中西部地区的迁移者首先遇到了截然不同的转移机会。无论是人民公社时期的社队企业基础，还是改革后形成的新增资源，抑或改革开放优惠政策的倾斜，都使得东部地区乡镇企业具有更优越的发展条件，因而该地区的农村剩余劳动力有更多的机会进入乡镇企业就业。假设东部、中部和西部三类地区具有相同程度的农业劳动力剩余水平¹，经过这一步，三类地区之间的劳动力剩余程度就出现了差异。与乡镇企业发展程度在地区之间的差异原因类似，三类地区之间的小城镇发展水平也是十分不一样的，进一步造成其劳动力转移程度的差别。在这两个步骤上的差别，相应地就影响到第三步转移的效果。由于中西部地区农村劳动力积累了较少的人力资本来克服迁移障碍，他们向外省、市、区的转移更为艰难。而特别是面对着大中城市政府对外地劳动力的歧视和排斥政策，中西部地区的迁移者具有最为微弱的能力予以克服。劳动力转移的地区差异进一步扩大。

一方面劳动力转移效果取决于劳动力市场发育水平，压制劳动力市场的政策必然抑制劳动力转移，另一方面劳动力转移的不畅也反过来阻碍了劳动力市场的发育。从全国来看，劳动力市场发育水平低对于处于较少转移机会、较高转移成本的中西部地区具有不利的影响。而作为结果的劳动力转移的这种地区差距，又使得中西部地区的劳动力市场发育水平低于东部地区。在技术效率与配置效率的双重受益之下，东部地区那些改革前相对不发达的省份，得以迅速地向其经济稳态靠拢，因而该地区内部的省际差距缩小。在东部地区内部差距在整体地区差距中起支配作用的时期，整体地区差距也呈现缩小的趋势。而一旦这个过程结束，三类地区之间差距在整体差距中起支配作用时，即由于改革的资源配置效应在中西部地区被抑制，使得该地区从改革开放中获益较少，整体地区差距就开始扩大了。

劳动力市场发育不充分，导致劳动力配置结构在农村与城市之间以及农业与非农产业之间的不平衡。我们先来看全国的情况。与1978年人均国内生产总值379元的水平相比，并且按照该年的不变价格计算，1997年中国人均国内生产总值已经达到1742元，大约是1978年的4.6倍。然而，农业劳动力比重仍然高达约50%。我们选取按购买力平价法计算与中国的人均国内生产总值接近的一些

¹ 事实上中西部地区农业中劳动力剩余程度还要高于东部地区。具体的分省数字请参见 Carter et al. (1996)。

国家¹，与中国进行结构变化的比较。如果中国的结构变化是接近于典型化的，则城市化水平、农业劳动力比重、农业产值比重和农业劳动生产力都应该与这些国家有类似的变化。但事实上在相同的发展阶段上，中国在上述结构变化的指标上面都呈现出滞后的特点。由此反映出中国经济结构变化的非典型化特征(表2)。

表 2 在比较中观察中国的经济结构变化(美元, %)

国家	实际人均 GDP	城市化 水平	农业劳动 力比重	农业产值 比重	农业生 产率
中国	3570	32	72	20	193
保加利亚	3860	69	13	10	6240
危地马拉	3840	40	52	24	1240
印度尼西亚	3450	37	55	16	481
牙买加	3470	55	25	8	1045
约旦	3430	73	15	5	2769
哈萨克斯坦	3290	60	22	13	-
拉脱维亚	3650	73	16	9	3870
巴拉圭	3870	54	39	23	2204
菲律宾	3670	56	46	20	780

【注】农业生产率系每个农业劳动者创造的农业增加值；除农业劳动力比重为 1990 年数据外，其他皆为 1997 年数据。

资料来源：世界银行，1999，第190-193、204-205、212-213页；中国社会科学院人口研究所编，1998，第465-467、478-479页

劳动力配置结构在城乡之间的不平衡，造成的一个直接结果就是农村以较大的劳动力比重生产出较小的产出份额；城市则相反，以较小的劳动力比重生产出较大的产出份额。我们用下列公式可以计算一个指标，反映这种劳动力比重与产出比重的不协调程度： $P_L=(S_Q)/(S_L)$ ，其中 P_L 表示农业的比较劳动生产率， S_Q 表示农业的产出比重， S_L 表示农业的劳动力比重。我们以 100% 表示农业的劳动力比重与产出份额相等的情况，可以这个指标小于 100% 的幅度，意味着以较大的劳动力比重生产出较小的产出份额。以之相对应的结论则是，非农产业以较小的劳动力比重生产出较大的产出份额。实际上，这个指标同时也能反映出资本要素配置的不平衡。对该指标的观察可以得出结论，即不仅从全国的总体上看，农业比较劳动生产率始终较低，而且分地区来看中西部地区的农业比较劳动生产率明显低于东部地区(表 3)，反映出扭曲劳动力市场造成的资源配置上的扭曲。

¹ 1997 年中国按购买力平价法计算的人均国内生产总值在世界排位第 65，选取的则是排位在第 60 到 69 之间的国家(世界银行，1999)，就是说这些国家与中国处于大致相同的发展阶段。

表3 分地区比较劳动生产率变化(%)

年份	东部	中部	西部	年份	东部	中部	西部
1978	10.50	15.04	11.56	1989	26.28	22.27	15.99
1979	13.16	16.64	12.04	1990	27.93	25.53	17.35
1980	13.42	15.91	12.51	1991	25.94	22.34	16.49
1981	15.11	18.53	14.20	1992	22.62	20.54	14.98
1982	19.47	19.46	14.76	1993	20.99	19.24	12.30
1983	20.55	19.64	13.72	1994	22.17	22.54	12.92
1984	22.68	20.92	14.30	1995	23.50	23.96	17.07
1985	24.83	23.25	16.72	1996	22.45	21.11	13.97
1986	26.78	23.94	17.35	1997	20.28	19.36	13.07
1987	27.52	24.20	17.61	1998	17.34	15.94	11.58
1988	28.43	23.27	16.87	-	-	-	-

四、配置效应的检验及其政策含义

为了实际检验劳动力市场发育程度从而劳动力配置效果对地区经济增长的影响，我们把农业比较劳动生产率作为一个解释变量放入回归模型，以解释分省、直辖市和自治区的人均国内生产总值增长率。这个模型实际上是在对经济增长理论中的条件趋同假说进行检验，所以我们还放入了一些预期对增长率产生影响的其他解释变量。其中，初始(1978年)人均国内生产总值代表起点时的收入水平，预期与随后的增长率呈负相关关系，即存在着所谓的条件趋同现象；初始(1978年)人力资本(1)以起点时的成人识字率表示，预期对随后的经济增长具有长期的正面影响；就业率用社会劳动者占总人口比例表示，预期对经济增长率起正面的影响；投资率用固定资产形成总额占国内生产总值比重表示，预期对经济增长率发挥正面的促进作用；贸易依存度用各地区进出口总额占国内生产总值的比重表示，作为对外开放程度的代理指标，预期与增长率称正相关关系；政府消费比例系各省、直辖市和自治区政府消费支出占国内生产总值的比率，作为政府职能不恰当，以及市场机制配置资源的作用不充分的代理指标，预期对增长率有负面影响；投资效率用各地区固定资本形成总额与资本形成总额(固定资本形成总额+存货增加)之比表示，预期对增长率的影响是正面的；比较劳动生产率的含义前面已经介绍，表示劳动力配置效率，预期对经济增长产生正面的影响；市场化指数是社会商品零售额中非国有经济的比重、全社会固定资产投资中非国有经济的比重、工业产值中非国有经济的比重、贸易依存度四项指数的简单平均计算得到，预期正面影响经济增长率；初始人力资本(2)系用1982年的人口普查数据计算得到的人均受教育年限来替代成人识字率。由于人均受教育年限是绝对数，因此，在回归方程中，对此变量处理采取

了对数变换形式。预期对经济增长有正面影响。

为了实际检验条件趋同假说和本文强调的重点 劳动力配置效应对经济增长的影响，我们用下列公式表示各地区经济增长率与相应的影响因素的关系：

$$\gamma_{i,t} = \alpha_i - \beta \log(y_0) + \Psi \mathbf{X}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$\mathbf{X}_{i,t}$ 是一组控制变量，它们使经济 i 处于稳定状态。假定 α_i 是在各个地区都不同的截距项，分别由各地区相同的截距项和各地区不同的初始条件(人力资本存量)构成。使用 1978-1998 年期间分省数据，我们在 5 个回归方程中分别检验了上述变量对人均国内生产总值增长率的影响，虽然每个方程包含的变量不同，得出系数的显著性也不同，但基本符号与预期的结果是吻合的(见表 4)。我们选择第四个方程的回归系数作为典型的结果(表中第四栏)，其符号和显著性表明，在假设初始人力资本、就业水平、投资水平和效率、政府消费比率、市场化水平和劳动力配置效率等不变的条件下，人均国内生产总值起点水平低的地区可以实现较高的增长率；而与此相反，那些在起点上人均收入水平较高的地区，增长速度则相对慢一些。这即是中国改革开放 20 年间区域经济增长中表现出的条件趋同。

表 4 中国经济增长条件趋同的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
初始的 GDP 水平	-3.313 (5.23)**	-3.337 (5.55)**	-2.721 (4.31)**	-3.360 (4.72)**	-3.480 (4.79)**	-2.275 (1.91)	-1.920 (1.49)
初始人力资本(1)	0.113 (3.37)**	0.114 (3.51)**	0.054 (1.53)				
初始人力资本(2)				4.526 (2.42)*	4.532 (2.42)*	4.730 (2.52)*	4.602 (2.47)*
就业系数	0.180 (4.35)**	0.182 (4.80)**	0.163 (3.66)**	0.164 (3.82)**	0.177 (3.95)**	0.153 (3.46)**	0.151 (3.45)**
相对劳动生产率			0.070 (2.36)*	0.064 (2.20)*	0.069 (2.34)*	0.077 (2.49)*	0.076 (2.49)*
投资率	0.096 (3.16)**	0.097 (3.37)**	0.071 (2.38)*	0.073 (2.53)*	0.082 (2.78)**	0.079 (2.67)**	0.079 (2.69)**
贸易依存度	0.025 (1.78)	0.025 (1.83)					
市场化指数			0.053 (2.53)*	0.051 (2.48)*	0.061 (2.67)**	0.052 (2.62)**	0.045 (2.19)*
城市化水平						-0.050 (1.16)	
初始城市化水平							-0.066 (1.35)
投资效率	0.027 (1.24)	0.027 (1.25)	0.049 (2.19)*	0.053 (2.37)*	0.048 (2.14)*	0.052 (2.32)*	0.054 (2.40)*
政府消费比例	-0.103 (1.84)	-0.101 (1.86)	-0.090 (1.70)	-0.089 (1.73)	-0.070 (1.31)	-0.084 (1.65)	-0.092 (1.81)
时间趋势	0.006 (0.13)				-0.060 (1.17)		
截居项	7.625 (2.30)*	7.654 (2.32)*	5.191 (1.65)	5.640 (1.84)	5.951 (1.94)	0.276 (0.05)	-1.285 (0.21)
观察值	580	580	580	580	580	580	580

【注】括弧内为 z 检验值的绝对值；* 表示 5%水平上的显著性；**表示 1%水平上的显著性。

本文的实证分析表明，影响地区经济增长绩效的因素可以归纳为：(1)包括初始年人均收入水平和人力资本存量在内的初始增长条件，(2)包括政府消费比率、市场化水平和要素配置在内的制度和政策因素，以及(3)包括就业水平、投资水平和效率在内的常规增长条件。一般地讲，我们的理论分析和实证结果指出，上述各种条件方面的改进都有助于中西部地区的经济增长率提高，从而缩小地区差距。而更特殊的政策含义则是揭示出了生产要素市场，特别是劳动力市场发育滞后导致资源配置扭曲在地区间存在着差异。中西部地区特别是西部地区劳动力市场发育不充分，以及就业机会不足，形成更为严重的资源配置扭曲，使其经济增长受到阻碍，落后于起点上就较为发达的东部地区，因而扩大了地区收入差距。因此，完善要素市场特别是劳动力市场，促进劳动力跨部门和跨地区的流动，既是一个加快落后地区经济增长的源泉，也是进一步改革的重点领域和突破口。

参考文献:

- Barro, Robert (1998), *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*, Cambridge, Massachusetts, London, England: The MIT Press.
- Baumol, William J. (1986), "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show", *American Economic Review*, Vol. 76, No. 5 (December): 1072-1085.
- Carter, Colin, Funing Zhong, and Fang Cai (1996), *China's Ongoing Reform of Agriculture*, San Francisco: 1990 Institute.
- Chari, V. V., P. J. Kehoe and E. R. McGrattan (1997), "The Poverty of Nations: A Quantitative Investigation", Research Department Staff Report 204, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Desai, P., and Martin, R. (1983) "Efficiency Loss from Resource Misallocation in Soviet Industry.", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98, No. 3 (August): 117-129.
- Jian, Tianlun, Jeffrey Sachs, and Andrew Warner (1995), "Trends in Regional Inequality in China", Development Discussion Paper No. 518 (October), Harvard Institute for International Development, Harvard University.
- Lardy, Nicholas (1994), *China in the World Economy*, Washington DC.: Institute for International Economics.
- Mankiw, Gregory N., David Romer, and David Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics* 107, 2 (May): 407-437.
- McGrattan, Ellen R. and James A. Schmitz, Jr. (1998), "Explaining Cross-Country Income Differences", Research Department Staff Report 250, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Sala-i-Martin, X. X. (1996), "The Classical Approach to Convergence Analysis", *The Economic Journal*, 106 (July), 1019-1036.
- Shorrocks, R. (1980), "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, Vol. 48, No. 3.

Yang, Dennis and Cai Fang (2000), "The Political Economy of China's Rural-Urban Divide", Center for Economic Research on Economic Development and Policy Reform Working Paper No. 62, Stanford Institute of Economic Policy Research Stanford University.

王绍光、胡鞍钢(1999)《中国：不平衡发展的政治经济学》，北京：中国计划出版社。

中国社会科学院人口研究所编(1998)《中国人口年鉴·1998》，北京：中国民航出版社。

世界银行(1999)《世界发展报告·1998/99》，北京：中国财政经济出版社。

林毅夫(1992)《制度、技术与中国农业发展》，上海：上海三联书店。

林毅夫、蔡昉、李周(1998)《中国经济转轨时期的地区差距分析》，《经济研究》第6期。

林毅夫、蔡昉、李周(1999)《中国的奇迹：发展战略与经济改革（增订版）》，上海：上海三联书店、上海人民出版社。

蔡昉、王德文(1999)《中国经济增长可持续性与劳动贡献》，《经济研究》第10期。

蔡昉、都阳(2000)《中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示》，《经济研究》第10期，第30-37页。