
中国国内市场整合程度的演变： 基于要素价格均等化的分析

陈勇兵 陈宇媚 周世民*

内容提要 建立统一大市场是中国构建扩大内需长效机制的必要条件。本文为了评估国内市场整合程度,拓展了 Bernard 等(2001)的模型,利用 1999 ~ 2007 年中国工业企业数据库整理的省际行业面板数据考察地区间相对要素价格均等是否成立。结果表明,中国省际要素相对价格显著不同,相对要素价格均等化定理不成立。进一步从区域层面考察后也得到类似结论,国内市场的整合程度仍有待提高。由于市场整合程度的变化可以通过地区间要素价格的变动趋势来反映,检验结果发现地区间仍存在明显的劳动力流动限制。

关键词 相对要素价格均等 要素价格收敛 市场整合

一 引言

2008 年全球金融危机充分暴露了中国出口增长面临外部冲击的脆弱性。当中国的出口受到经济危机的影响时,国内消费潜力将成为中国保持经济稳定发展的新增长

* 陈勇兵、陈宇媚:中南财经政法大学工商管理学院 湖北省武汉市东湖高新技术开发区南湖大道 182 号 430073 电子信箱:yongbingchen@163.com(陈勇兵)、ana8813cym@yahoo.com.cn(陈宇媚);周世民:中央财经大学国际经贸学院 电子信箱:zhoushimin@ruc.edu.cn。

作者感谢国家自然科学基金青年项目(71203239)、教育部人文社科青年基金项目(10YJC790029、12YJC790291)及中央高校基本科研业务费(31541110819)的资助。我们在写作这篇文章的过程中,得到了中国人民大学谷克鉴和清华大学鞠建东的悉心指导,在此表示由衷的感谢。感谢 YES 高校学生联谊会(2010)、中国青年经济学者论坛(2011)和厦门大学宏观经济青年学者论坛(2011)与会者对本文的批评和建议,感谢匿名审稿人的建设性修改意见。当然,文责自负。

源泉,而一个自由统一的大市场将成为下一轮增长的前奏。然而,与总量经济的繁荣景象形成鲜明对比的是,全球重要经济体之一的中国却被认为存在严重的国内市场分割问题(Young,2000),国内市场存在非一体化的危险(Poncet,2002)。假如市场的分割严重扭曲了资源配置,那么实现内需拉动中国经济增长的转变也将存在很多障碍。改革开放以来中国市场的整合程度到底是提高还是降低了?中国国内市场一体化的进程呈现着怎样的发展趋势?对于这些问题,学者们并未形成统一观点。

从已有文献看,一方面,Poncet(2002)发现中国国内各省之间的贸易壁垒程度并不低于欧盟国家之间或加拿大与美国之间存在的贸易壁垒;但另一方面有经验证据表明,中国国内市场的分割程度在不断降低,尽管中国区域市场一体化还不充分但正朝着有利的方向发展,国内市场的整合程度总体呈上升趋势(Xu,2002;Park和Du,2003;白重恩等,2004;李善同等,2004;桂琦寒等,2006)。学者们对于中国市场的分割程度或变动趋势研究得出的不同结论,在一定程度上是由于研究方法不同,或设定变量、选取的样本时期和数据存在差异造成的。上述文献的考察对象主要集中于产品市场,而对要素市场尤其是劳动力市场分割程度的定量分析相对较少。事实上,中国式分权允许地方政府基于本地区利益最大化而限制资源的流动与合理配置,由此导致的国内市场分割问题已广泛存在于除产品市场以外的劳动力市场与资本市场,其中劳动力跨地区流动障碍表现得最为严重(银温泉和才婉茹,2001;赵奇伟和熊性美,2009)。

一般而言,要素市场整合是统一大市场形成的重要条件和最终结果。地区间要素流动壁垒的消除将会显著降低整体市场的分割程度,因此,对于中国是否走向统一大市场的研究,有必要从国内要素市场的整合程度寻找新的证据。根据新古典贸易理论,在一体化的市场上,地区间要素的自由流动会导致要素价格趋同;即使不存在完全的要素流动,要素价格均等化定理(factor-price equalization theorem)也预计地区间贸易会带来要素价格的收敛(Samuelson,1948、1949)。尽管对要素价格均等化(Factor Price Equalization,FPE)的讨论最初仅局限在国际贸易领域,但是从FPE的成立条件来看,诸如产品市场一体化和要素流动等,在国内地区间比国家间更容易得到满足。Bernard等(2001)把国家间FPE的检验拓展到国家内部地区间FPE的检验,为考察国家内部市场整合程度提供了新的视角和方法。此后Bernard等(2002、2005)、Kerkelä等(2003)以及Tomimura(2005)基于该方法对不同国家的市场一体化程度进行了检验。本文将沿用Bernard等(2001)的方法,从要素相对价格均等这一视角评估中国是否形成了统一大市场,观察地区间要素价格差异的变动趋势,丰富中国市场一体化程度的经验证据,为改善劳动力收入的地区差异以及建立统一大市场提供有益的政策参考。

本文结构安排如下:第二部分梳理测度国内地区间市场整合问题的相关文献;第三部分是在 Bernard 等(2001)研究的基础上构建计量模型;第四部分是对地区间相对要素价格均等的经验检验;最后是结论及政策含义。

二 文献综述

长期以来,考察中国国内市场整合程度是中国经济改革研究的热点。已有文献大致可以分为三类:第一类文献利用省际贸易流量的变化直接反映地区间市场整合程度(Naughton, 2000; Xu, 2002; Parsley 和 Wei, 2001);第二类文献主要侧重探讨利用产出结构、生产效率等手段衡量地区间市场整合程度(郑毓盛和李崇高, 2003; 刘培林, 2005; 白重恩等, 2004);第三类文献则利用商品市场相对价格变动评价中国国内地区间商品市场整合程度及变化趋势(Fan 和 Wei, 2006; 桂琦寒等, 2006)。但由于测度市场分割程度的指标体系不同,并未取得一致的研究结论,因此,难以用单一的标准对各种方法所得的结论进行比较或扩展。

从现有文献不难看出,大部分研究仍停留在商品市场层面,鲜有考察要素市场整合程度的文献。一般而言,市场可以分为商品市场和要素市场两大类,但是通过商品相对价格变动只能评价商品市场整合程度,而要素市场整合才是统一大市场形成的最终目的。赵奇伟和熊性美(2009)采用相对价格法对消费品市场、资本品市场和劳动力市场的分割程度进行比较分析,发现中国各地区各类市场的分割程度都呈现出稳定的收敛趋势,而劳动力市场在三者中分割程度最为严重。但该研究仍主要考察商品市场,并未就劳动力市场的地区差距问题进行深入探讨。而国内关于劳动力市场的研究主要集中于地区工资差距的演变与影响因素(范剑勇和朱国林, 2002; 张建红等, 2006),很少从市场整合程度的视角研究上述问题。钟笑寒(2005)通过分析中国地区间的工资差异演变,发现在 1978 ~ 1992 年各地工资水平明显收敛,而 1992 ~ 2002 年则明显发散。但该文献未对劳动力所属产业进行划分,也未控制地区间的产业差异对价格指数甚至对市场整合程度的影响。上述研究为我们理解中国要素市场提供了丰富洞见,但这些文献并未涉及地区间行业结构和空间分布特征等因素对地区市场分割的影响,因此,本文从新的视角对中国要素市场整合程度进行评估。

国外基于新古典贸易理论框架测度国内要素市场整合程度的研究文献为考察中国市场整合提供了新思路。在要素禀赋理论上, Samuelson(1949)首先证明了在要素禀赋变化小于产品要素密集度变化的情形下,参与贸易的两国要素价格将相等,

将其称为 FPE 定理。FPE 体现在两个方面:一是相对要素价格均等(Relatively Factor Price Equalization, RFPE),即要素价格比不一致的两个国家实行自由贸易之后,相对要素价格比率趋于均等,最后达到完全相等;二是绝对要素价格均等(Absolutely Factor Price Equalization, AFPE),即同一种要素绝对价格不等的国家,在自由贸易之后,要素的绝对价格会逐渐趋于均等,最后达到完全相等。^① 相对要素价格均等是要素价格均等的必要非充分条件,考虑到广泛存在的技术差异,可以使用 RFPE 检验替代 FPE 检验。由于研究框架的简便性以及测度指标在地区和产业上的可细分性与可比性,大量文献把国家间 FPE 的检验拓展到国内地区间 FPE 的检验(Davis 等,1997; Bernard 等,2001、2002、2005、2009; Hanson 和 Slaughter,2002; Debaere,2004)。在要素可自由流动的情况下,地区间要素相对价格差异可通过影响产业或劳动力的区位决策使要素价格趋于收敛,而如果地区间要素价格长期保持差异,即 RFPE 不成立,则可说明存在着要素流动障碍使要素价格差异不能消除。

然而,要正确识别 RFPE 在一国国内是否成立主要有两个困难:一是测度方法需要控制地区间要素质量和全要素生产率这些不可观测因素;二是需要控制产业间和地区间市场结构差异的影响(Bernard 等,2005、2009)。Bernard 等(2001)基于厂商一般最优规划提出一种可行的方法,通过引进质量调整因子和价格调整因子控制了识别 RFPE 的两个难点。另外,Bernard 构建的模型除了适用于完全竞争市场,还可用于存在规模报酬递增的不完全竞争市场;同时不需要对劳动力偏好和生活成本进行简化假设,计量结果对于消费者价格指数中未被观察到的因素同样稳健;由于测度时仅需地区间各产业的要素总报酬数据,因此该方法可被广泛运用和扩展。Bernard 等(2001)运用该方法发现美国国内地区间技能型劳动力与非技能型劳动力的相对工资存在实质差异,并且在考察期内工资差异有扩大趋势。应用类似方法,Bernard 等(2002)对英国、Kerkelä 等(2003)对芬兰分别做了经验检验,均发现技能与非技能型劳动力的相对工资并未趋同。Tomiura(2005)在此模型上进行了扩展,分析日本各县劳动力与其他投入品的相对报酬,考察了要素相对价格的动态趋势及其影响因素,尽管在两个时期内地区间的要素相对价格都不符合 RFPE,但差异程度随时间变动有所减少。

上述文献为我们理解中国市场整合提供了新的分析工具,但目前国内研究仍缺乏对中国地区间要素市场整合程度的全面系统研究,尤其是基于 FPE 对要素市场的检验。本文试图从 FPE 这一新的角度,借鉴和拓展 Bernard 等(2001)的模型,利用 1999

^① 学术界在更具有普适性的范围内研究了 FPE 成立的条件,将最初推论 FPE 的 $2 \times 2 \times 2$ 模型推广到 N 个国家 $\times N$ 种产品 $\times N$ 种要素的情形(Mckenzie,1955; Dixit 和 Norman,1980)。

~2007年中国工业企业数据库归整的省际行业面板数据对地区间要素相对价格均等进行检验,通过国内省际要素相对价格比较来评价中国地区间市场是否趋于整合,并通过劳动力相对价格变动趋势分析中国市场分割的动态变化。这将有助于全面理解中国要素市场尤其是劳动力市场的动态变化,进而为提高中国市场一体化程度提供合理的政策建议。这也是对商品市场整合程度相关经验检验的有益补充。

三 模型的构建

根据新古典贸易理论及其推论 FPE、FPI、FPA 等系列理论,^①生产要素价格受到技术水平、产品价格、要素质量等因素的综合影响。如何剥离或规避这些因素,检验真实的要素价格是否均等或收敛?若真实要素价格存在差异,导致这种差异的原因有哪些?这是经验研究必须要考虑的问题。本文拓展了 Bernard 等(2001)的模型,^②通过引入要素质量调整因子和要素价格调整因子,从成本角度推导出相对要素价格均等的计量模型。

(一)基本环境设定

假设 r 地区 j 产业的生产技术满足新古典生产函数,即:

$$Y_{ij} = A_{ij} F_j(L_{ij}, K_{ij}) \quad (1)$$

其中, Y_{ij} 表示产出, A_{ij} 表示希克斯中性技术进步(hicks neutral progress), L_{ij} 和 K_{ij} 分别表示劳动力和资本投入,当然生产函数中还可以包括其他要素投入,此处为简便起见仅讨论劳动和资本两种要素。函数 $F_j(\cdot)$ 在产业间可以存在差异,但地区间同一产业的函数 $F_j(\cdot)$ 相同。

r 地区 j 产业的企业会选择不同生产要素组合以使成本最小化:

$$\begin{aligned} & \min_{L_{ij}, K_{ij}} w_r^L L_{ij} + w_r^K K_{ij} \\ & \text{s. t. } A_{ij} F_j(L_{ij}, K_{ij}) = Y_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

① Leamer 和 Levinsohn(1994)总结了与要素价格相关的4个定理:一是要素价格不敏感定理(Factor Price Insensitivity, FPI),即只要产品价格不变,即使要素供给发生变化,要素价格通常也不会发生变化;二是要素价格调整定理(Factor Price Adjustment, FPA),即某种生产要素增加,产业部门将密集使用这种要素以调整产出组合,要素价格随这种要素供给增加所发生的变化将会减小;三是要素价格收敛定理(Factor Price Convergence, FPC),即随着贸易壁垒的降低,要素价格将趋于收敛;四是要素价格均等化定理(FPE),在正文中介绍。FPA是FPI的长期动态描述,FPC是FPE的动态描述,FPE是要素价格变迁的结果。

② Tomiura(2005)对 Bernard 等(2001)的模型进行了扩展,不仅吸收了后者在方法上的创新,并在此基础上增加对 AFPE 以及要素价格动态变化的考察。因此,我们借鉴 Tomiura(2005)的思路考察地区间 FPE 以及 FPE 的动态变化。

其中, w_r^L 和 w_r^K 分别表示劳动力和资本的要素报酬。在要素市场上, 我们假设企业是要素价格的接受者。由此定义的总成本函数为:

$$C_{ij} = A_{ij}^{-1} \Gamma_j(w_r^L, w_r^K) Y_{ij} \quad (3)$$

(二) RFPE 的检验

地区间的绝对要素价格水平往往难以达成一致, RFPE 允许其存在差异, 仅要求相对价格水平相等, 因此其更符合对现实要素价格的描述。RFPE 作为对 AFPE 的弱化, 不仅允许地区间要素质量存在差异, 而且中性技术也可以存在不同。实际上地区间同种要素的质量可能存在差异, 如一些地区、行业的劳动力由于较高的劳动力质量而工资相对较高, 但这种质量区别往往不能被观测。因此, 根据 Bernard 等(2001)的测定方法, 首先考察可能存在质量差异的要素与可观测的要素:

$$L_{ij} = \theta_{ij}^L \tilde{L}_{ij}, K_{ij} = \theta_{ij}^K \tilde{K}_{ij} \quad (4)$$

其中, θ_{ij}^L 和 θ_{ij}^K 分别为地区 r 产业 j 的劳动力与资本要素的质量调整系数, 上标有波浪线的变量表示可以观察到的未经质量调整的变量, 则可测的要素价格可以表示为经质量调整后的要素价格:

$$rj^L = \theta_{ij}^L w_r^L, rj^K = \theta_{ij}^K w_r^K \quad (5)$$

由谢泼德引理 (Shephard's Lemma) 可以得到对经过质量调整要素的需求:

$$L_{ij} = A_{ij}^{-1} Y_{ij} \partial \Gamma_j / \partial w_r^L, K_{ij} = A_{ij}^{-1} Y_{ij} \partial \Gamma_j / \partial w_r^K \quad (6)$$

在 RFPE 成立的条件下, 不同地区经质量调整的要素价格绝对水平仍可能存在不同, 但通过要素价格调整因子 λ_{rs} 可以使得 r 和 s 地区相对要素价格相等:

$$w_r^z = \lambda_{rs} w_s^z \quad (7)$$

由式(6)可得两种要素的相对需求:

$$\frac{L_{ij}}{K_{ij}} = \frac{\partial \Gamma_j / \partial w_r^L}{\partial \Gamma_j / \partial w_r^K}$$

r 地区和 s 地区经价格调整后的相对工资和相对要素使用量相等, 可表示为:

$$\frac{w_r^L}{w_r^K} = \frac{w_s^L}{w_s^K}, \frac{L_r}{K_r} = \frac{L_s}{K_s} \quad (8)$$

则可测的相对要素价格和相对需求量可以表示为:

$$\frac{r^L}{r^K} = \frac{\theta_{ij}^L s^L}{\theta_{ij}^K s^K}, \frac{\tilde{L}_{ij}}{\tilde{K}_{ij}} = \frac{\tilde{L}_{sj} / \theta_{ij}^L}{\tilde{K}_{sj} / \theta_{ij}^K} \quad (9)$$

由于存在质量调整系数使得难以用可测的变量来检验 RFPE, 因而用要素的总收

入作为代替,将式(9)的两式相乘即可消去质量调整系数,可得地区 r 和 s 的两种要素

$$\text{可测报酬之比相等: } \frac{r_j^L \tilde{L}_{rj}}{r_j^K \tilde{K}_{rj}} = \frac{s_j^L \tilde{L}_{sj}}{s_j^K \tilde{K}_{sj}} \quad (10)$$

当 RFPE 不成立时,各地区的要素相对报酬之间存在一个调整系数 $\eta_{rsj} \neq 1$,使得

$$\frac{r_j^L \tilde{L}_{rj}}{r_j^K \tilde{K}_{rj}} = \eta_{rsj} \frac{s_j^L \tilde{L}_{sj}}{s_j^K \tilde{K}_{sj}}。由此,我们可以建立检验 RFPE 的计量估计方程如下,将地区间要$$

素相对报酬之比取对数后作为被解释变量。如果 RFPE 成立,那么地区虚拟变量 (DUM) 的系数 α 均为 0。

$$\ln \left(\frac{r_j^L \tilde{L}_{rj} / r_j^K \tilde{K}_{rj}}{s_j^L \tilde{L}_{sj} / s_j^K \tilde{K}_{sj}} \right) = \sum_r \alpha_r^{LK} DUM_r + \varepsilon_{rj}^{LK} \quad (11)$$

如果估计结果显示有较多地区的系数 α 显著非 0,就可以认为经验结果与 RFPE 不符。

四 省际 RFPE 的经验检验

(一)数据来源

对于地区间要素相对价格的差异,国外文献大多采用熟练与非熟练劳动力的相对报酬进行检验,由于中国相关数据中缺乏生产函数中各种要素的价格信息,而且对各省劳动力工资水平的统计未能细分到行业层面,尤其未对熟练与非熟练劳动力进行区分,因此我们用地区行业层面的劳动力相对于其他要素的相对报酬近似表示。

本文数据主要来源于 1999 ~ 2007 年中国工业企业数据库,^①涵盖了采掘业、制造业与电力、煤气与水生产和供应业三大工业类别。关于数据库中行业的分类,自 2003 年开始启用新的国民经济行业代码 (GBT4754-2002),导致了 2003 年后企业填报所依据的行业代码标准与以前年度不一致,我们将 2002 与 1994 版《国民经济行业分类》中二位代码行业进行对照,选取了两个分类版本中共有产业,参考企业信息把 2002 年以

① 该数据库的统计对象为规模以上工业法人企业,包括全部国有和年主营业务收入 500 万元及以上的非国有工业法人企业,与《中国统计年鉴》的工业部分和《中国工业统计年鉴》中的覆盖范围一致。截至 2007 年,共收录了中国 33 万多家工业企业,占中国工业总产值的 95% 左右,覆盖了中国工业 40 多个大类、90 多个中类及 600 多个小类。数据库每个企业给出两类信息:一是对企业身份、生产经营活动内容和状态进行定性描述,主要包括企业所在区域代码(省、市、县和邮编)、行业类别、所有制形式等;二是企业经营的相关信息,包括主要的财务会计指标、雇用员工和生产活动情况。

前的行业代码调整到从 2003 年开始使用的行业代码,并且剔除了关键指标存在异常值^①的企业样本后,分别加总为二位代码行业(GBT4754-2002 编码中 13~43 表示的行业)^②的相应值。基于本文的研究目的,考虑到采掘业等资源依赖型行业受资源分布、电力、煤气与水生产和供应业等垄断型行业可能受政府干预的影响,本文选取了以二位代码表示的 30 个制造业行业进行研究。根据企业所在地对应的省地县码可以对省级指标进行汇总,包括 30 个省、自治区和直辖市,由于西藏地区的部分数据缺失,我们删除了西藏地区的样本数据。

鉴于相关数据中没有关于各种要素投入的价格或报酬的统计指标,本文用各省在岗职工工资和福利费之和代替劳动总收入;依据财务指标的相互关系,用特定产业的工业增加值^③减去应交增值税和在岗职工工资后的值近似替代该省该产业资本总收入;并且借鉴 Tomiura(2005)的做法,因为总产出函数中包括了中间投入品,且数据库中报告了企业中间投入品对应的金额,可据此计算投入的劳动力与中间品的相对价格。其他控制变量数据均来自《新中国六十年统计资料汇编》。

(二)经验检验结果

20 世纪 80 年代末以来,户籍制度等阻碍人口迁移的政策不断松动,劳动力大规模流动成为中国经济持续繁荣的原动力。然而跨省的劳动力流动并未缩小地区间的收入差距,反而有明显扩大倾向。如表 1 所示,与 1999 年相比,2007 年职工名义平均工资和实际平均工资均有大幅增长,而地区间的差异程度也明显扩大。图 1 对比了各省平均实际工资占全国平均工资的份额,实际工资高于全国平均水平的省份集中在东

① 我们借鉴了谢千里等(2008)与 Cai 和 Liu(2009)的方法,剔除了关键指标(如总资产、职工人数、工业总产值和销售额、应付工资和福利费)缺失的观测值;职工人数小于 8 人,或者销售额低于 500 万元;明显不符合会计原则(包括总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值、累计折旧小于当期折旧)的观测值;剔除了关键指标的极端值(前后各 0.5%)。

② 根据国民经济行业分类(GBT4754-2002),各代码与行业类别名称的对应为农副食品加工业(13);食品制造业(14);饮料制造业(15);烟草制品业(16);纺织业(17);纺织服装、鞋帽制造业(18);皮革、毛皮、羽绒(绒)及其制品业(19);木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业(20);家具制造业(21);造纸及纸制品业(22);印刷业和记录媒介的复制(23);文教体育用品制造业(24);石油加工、炼焦及核燃料加工业(25);化学原料及化学制品制造业(26);医药制造业(27);化学纤维制造业(28);橡胶制品业(29);塑料制品业(30);非金属矿物制品业(31);黑色金属冶炼及压延加工业(32);有色金属冶炼及压延加工业(33);金属制品业(34);通用设备制造业(35);专用设备制造业(36);交通运输设备制造业(37);电气机械及器材制造业(39);通信设备、计算机及其他电子设备制造业(40);仪器仪表及文化、办公用机械制造业(41)以及工艺品及其他制造业(42)。

③ 由于 2004 年的数据中缺失工业增加值项,我们根据会计准则公式进行估算:工业增加值=工业总产值-工业中间投入+增值税。但为保持指标的统一性,在用这一公式计算除 2004 年之外其他年份的工业增加值时,计算结果与这些年份数据库报告的数据有一定差异,因此我们将 2004 年的数据剔除。

部省份,从2007与1999年的对比来看,1999年实际工资水平较高的省份在2007年有所下降,但上海、北京、天津等地的份额明显提高,而工资水平占全国平均份额小于1的地区中,份额有明显提高的地区主要为1999年份额较小的省区,即工资水平较低的省份在实现工资增长的同时,东部工资水平较高的部分地区其工资高出全国平均水平的幅度也在逐渐增大,地区间的工资差距有进一步扩大的趋势。这主要是由地区间的工业化、城市化程度等有较大差异所致,说明地区间存在明显的劳动力流动约束。表1还显示了根据制造业数据计算得到的各省劳动报酬占产出的比重,与1999年相比,这一比重在2007年有小幅下降,差异程度也有所减小,说明在不同行业中,相比于劳动力,生产中其他要素投入有不同程度的增加。关于劳动力与资本、劳动力与中间投入品相对价格的对比,从均值看,两种相对价格表示方法在2007年均小于1999年,但劳动力与投入品相对价格的差异程度大于1999年。

表 1 变量描述

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
名义平均工资(1999)	8273.30	2471.76	7259	6065	16 641
名义平均工资(2007)	24 532.70	7364.62	21 709	18 400	49 310
实际平均工资(1999)	8368.10	2422.25	7343.95	6089.36	16 395.07
实际平均工资(2007)	21 769.70	6632.32	19 327.09	16 600.43	43 703.14
劳动报酬占产出比重(1999)	0.329	0.234	0.283	0.055	3.315
劳动报酬占产出比重(2007)	0.278	0.190	0.236	0.018	2.311
劳动与资本相对价格(1999)	0.543	1.923	0.386	-13.789	38.941
劳动与资本相对价格(2007)	0.471	0.816	0.306	-4.660	10.762
劳动与投入品相对价格(1999)	0.130	0.093	0.109	0.030	1.302
劳动与投入品相对价格(2007)	0.100	0.102	0.082	0.006	2.278

说明:数据根据《新中国六十年统计资料汇编》和数据库的相关指标汇总整理所得。名义与实际平均工资的单位为元,名义平均工资为《新中国六十年统计资料汇编》中各省市的平均货币工资,实际工资水平则通过名义工资除以相应的居民消费价格指数获得。

考虑到不同行业因生产技术差异需投入的各种要素比例会存在不同,因此图2在相同行业下对比1999与2007年地区间两种价格的差异程度(用标准差表示),从行业间的对比看,地区差异程度较大的行业主要为烟草制品业(16)、纺织业(17)、家具制

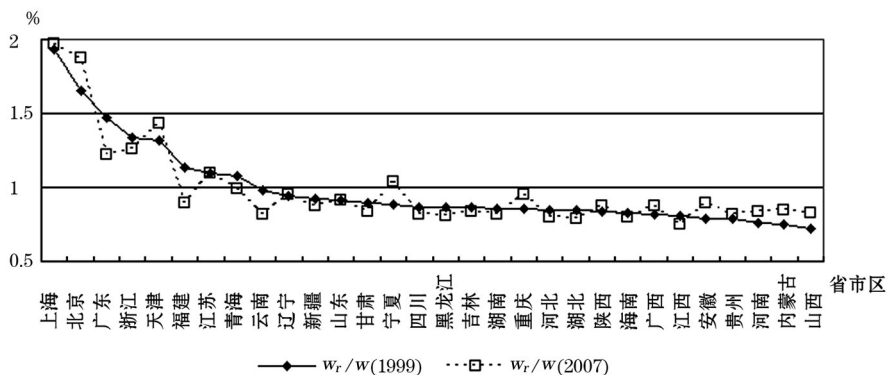


图1 各省区实际工资占全国平均水平的比重 1999与2007年对比

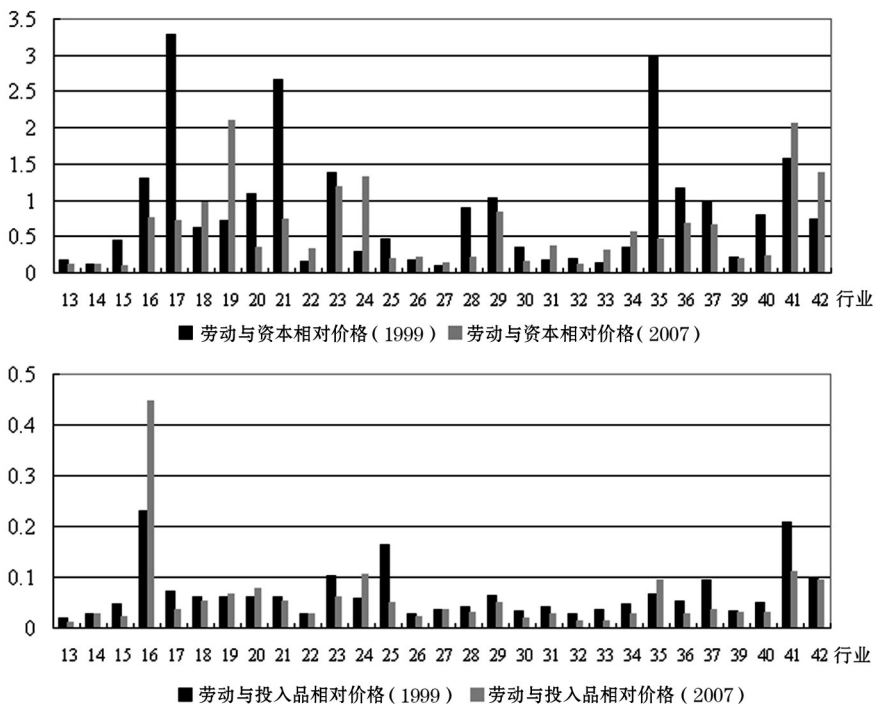


图2 各行业要素相对价格地区间差异程度 1999与2007年对比

制造业(21)、通用设备制造业(35)等,这可能与地区产业专业化程度有关。但对大部分行业而言,2007年地区间的相对价格差异程度要小于1999年,这在一定程度上说明各地经历的工业化进程在不断深入,形成了较丰富的产业体系,也可能与劳动力供给

扩大以及在地区间的流动加剧相关。

对于地区间的相对要素价格是否趋于相等,表2报告了根据式(11)检验的结果。由于式(11)中的被解释变量为地区 r 与 s 相对要素报酬的对比,进行估计时需选择地区 s 的相对要素报酬水平作为基准来比较地区间的差异程度。首先将各行业相对要素报酬的全国平均水平作为参照基准,表2中的第1~2列分别为对劳动与资本相对价格、劳动与投入品相对价格的回归结果,发现均有多个地区的系数显著非零。为控制基准水平的选择对回归结果的影响,我们还分别将30个省市区以及东、中、西部^①平均的相对要素报酬水平作为基准进行检验,发现在不同的参照水平下,回归结果都显示部分地区的相对要素报酬明显偏离基准水平,此处仅列出了分别以东、中、西部的平均水平作为基准的检验结果(表2的3~8列)。由此可知,相对要素价格均等条件在中国并不成立。

由于中国地域辽阔,地区间的要素禀赋、发展水平存在较大差异,因此以全国平均水平作为基准的计算结果可能差异程度较大,考虑到各地的产业发展、资源配置与相关的政策支持有明显的区域特征,因此我们进一步以区域为单位考察区域间的国内市场整合情况。我们依据经济发展水平把中国30个省(直辖市、自治区)分为东北、环渤海、东南、中部、西南和西北6个经济区域,^②将省份数据汇总成区域数据,考察区域间的要素价格差异。此处分别选择了全国平均水平与各个区域的平均水平作为基准,运用式(11)进行回归,结果见表3。第1~2列分别为劳动对资本相对价格、劳动对投入品相对价格的回归,发现仍有区域的相对价格显著偏离全国平均水平。其余各列显示的是分别以各个区域的相对价格平均水平为基准的估计结果,发现区域间仍存在明显的偏离现象,区域之间也不满足相对要素价格均等条件。从系数的符号对比上看,系数显著为正的地区往往意味着与作为基准的地区相比劳动供给较多、工资较低、劳动报酬占产出的比重更大、倾向于劳动密集型产业。以表3第1和2列为例,与全国平均水平相比,环渤海地区的系数显著为负,西南、西北地区的系数为正,说明西南、西

① 东部省区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

② 东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江;环渤海地区包括北京、天津、河北和山东;东南地区包括上海、江苏、浙江、福建和广东;中部地区包括河南、湖北、湖南、安徽和江西;西南地区包括广西、重庆、四川、云南、海南和贵州;西北地区包括山西、内蒙古、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。划分标准参考世界银行东亚和太平洋地区减贫与经济管理部、金融和私营发展部2006年发布的《中国政府治理、投资环境与和谐社会:中国120个城市竞争力的提高》(No. 37759-CN)。

北地区制造业中劳动力的投入相对于其他要素更高,这可能是由于西部地区的劳动力价格较低,而环渤海地区更倾向于以资本替代劳动所致。表4对比了6个区域的工资水平和劳动相对报酬,系数显著为负区域的工资水平要远高于系数为正的地区,并且在劳动投入占产出比重、劳动力相对报酬方面前者也小于后者,这在一定程度上说明了环渤海地区的资本等要素供给充裕或者其制造业主要为资本或技术密集型行业。而在系数同样为正的西南与西北地区之间,尽管西南地区的工资水平较低,但其劳动报酬占比以及劳动相对报酬均低于西北地区,这可能是由西北地区的资本等要素相对更匮乏所致。

表2 省际 RFPE 的检验结果

	全国		东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
北京	0.437*** [0.117]	0.353*** [0.089]	0.446*** [0.121]	0.396*** [0.095]	0.606*** [0.119]	0.345*** [0.091]	0.329*** [0.118]	0.146 [0.093]
天津	0.127 [0.117]	-0.029 [0.089]	0.145 [0.121]	0.025 [0.095]	0.289** [0.119]	-0.046 [0.091]	0.010 [0.118]	-0.237** [0.093]
河北	-0.271** [0.117]	-0.181** [0.089]	-0.258** [0.121]	-0.136 [0.095]	-0.109 [0.118]	-0.195** [0.090]	-0.386*** [0.118]	-0.388*** [0.092]
山西	0.335*** [0.118]	0.266*** [0.089]	0.346*** [0.122]	0.316*** [0.095]	0.504*** [0.119]	0.256*** [0.091]	0.227* [0.119]	0.064 [0.093]
内蒙古	-0.037 [0.119]	0.351*** [0.090]	-0.028 [0.123]	0.397*** [0.096]	0.120 [0.121]	0.335*** [0.091]	-0.151 [0.120]	0.142 [0.093]
辽宁	0.155 [0.117]	0.006 [0.089]	0.167 [0.121]	0.053 [0.095]	0.315*** [0.118]	-0.008 [0.090]	0.041 [0.118]	-0.200** [0.092]
吉林	-0.026 [0.117]	0.085 [0.089]	-0.018 [0.121]	0.128 [0.095]	0.138 [0.118]	0.075 [0.090]	-0.134 [0.118]	-0.120 [0.092]
黑龙江	0.734*** [0.117]	0.201** [0.089]	0.742*** [0.121]	0.245*** [0.095]	0.903*** [0.119]	0.192** [0.090]	0.627*** [0.118]	-0.002 [0.092]
上海	0.084 [0.117]	0.150* [0.089]	0.096 [0.121]	0.197** [0.095]	0.245** [0.118]	0.136 [0.090]	-0.030 [0.118]	-0.056 [0.092]
江苏	-0.148 [0.117]	-0.183** [0.089]	-0.136 [0.121]	-0.136 [0.095]	0.014 [0.118]	-0.197** [0.090]	-0.262** [0.118]	-0.389*** [0.092]
浙江	0.107 [0.117]	-0.159* [0.089]	0.119 [0.121]	-0.112 [0.095]	0.269** [0.118]	-0.173* [0.090]	-0.007 [0.118]	-0.366*** [0.092]
安徽	-0.080 [0.117]	0.089 [0.089]	-0.068 [0.121]	0.136 [0.095]	0.082 [0.118]	0.074 [0.090]	-0.194* [0.118]	-0.118 [0.092]

中国国内市场整合程度的演变:基于要素价格均等化的分析

(续表 2)

福建	-0.089 [0.117]	0.097 [0.089]	-0.078 [0.121]	0.144 [0.095]	0.073 [0.118]	0.082 [0.090]	-0.203* [0.118]	-0.110 [0.092]
江西	-0.159 [0.117]	-0.009 [0.089]	-0.148 [0.121]	0.038 [0.095]	0.001 [0.118]	-0.023 [0.090]	-0.273** [0.118]	-0.215** [0.092]
山东	-0.364*** [0.117]	-0.256*** [0.089]	-0.352*** [0.121]	-0.209** [0.095]	-0.203* [0.118]	-0.270*** [0.090]	-0.478*** [0.118]	-0.462*** [0.092]
河南	-0.464*** [0.117]	-0.238*** [0.089]	-0.461*** [0.121]	-0.191** [0.095]	-0.311*** [0.118]	-0.252*** [0.090]	-0.586*** [0.118]	-0.444*** [0.092]
湖北	-0.331*** [0.117]	-0.043 [0.089]	-0.318*** [0.121]	0.004 [0.095]	-0.169 [0.118]	-0.058 [0.090]	-0.445*** [0.118]	-0.249*** [0.092]
湖南	0.171 [0.117]	0.162* [0.089]	0.183 [0.121]	0.209** [0.095]	0.333*** [0.118]	0.148 [0.090]	0.057 [0.118]	-0.044 [0.092]
广东	0.179 [0.117]	0.092 [0.089]	0.191 [0.121]	0.138 [0.095]	0.341*** [0.118]	0.077 [0.090]	0.065 [0.118]	-0.115 [0.092]
广西	0.258** [0.117]	0.268*** [0.089]	0.266** [0.121]	0.311*** [0.095]	0.423*** [0.118]	0.258*** [0.090]	0.153 [0.118]	0.063 [0.092]
海南	0.035 [0.118]	-0.110 [0.090]	0.046 [0.122]	-0.064 [0.096]	0.203* [0.120]	-0.110 [0.091]	-0.070 [0.119]	-0.305*** [0.093]
重庆	0.155 [0.117]	0.172* [0.089]	0.163 [0.121]	0.219** [0.095]	0.320*** [0.118]	0.158* [0.090]	0.047 [0.118]	-0.035 [0.092]
四川	-0.147 [0.117]	0.110 [0.089]	-0.135 [0.121]	0.157* [0.095]	0.014 [0.118]	0.095 [0.090]	-0.261** [0.118]	-0.096 [0.092]
贵州	0.584*** [0.117]	0.384*** [0.089]	0.599*** [0.121]	0.433*** [0.095]	0.742*** [0.119]	0.365*** [0.090]	0.463*** [0.118]	0.179* [0.092]
云南	0.456*** [0.117]	0.324*** [0.089]	0.465*** [0.121]	0.367*** [0.095]	0.625*** [0.119]	0.316*** [0.090]	0.347*** [0.118]	0.119 [0.092]
陕西	0.293** [0.117]	0.319*** [0.089]	0.300** [0.121]	0.363*** [0.095]	0.459*** [0.118]	0.311*** [0.090]	0.185 [0.118]	0.115 [0.092]
甘肃	0.466*** [0.117]	0.414*** [0.089]	0.480*** [0.121]	0.459*** [0.095]	0.628*** [0.119]	0.405*** [0.090]	0.354*** [0.118]	0.210** [0.092]
青海	0.549*** [0.122]	0.576*** [0.093]	0.568*** [0.127]	0.638*** [0.099]	0.725*** [0.124]	0.577*** [0.094]	0.427*** [0.124]	0.352*** [0.096]
宁夏	0.398*** [0.119]	0.364*** [0.090]	0.408*** [0.123]	0.411*** [0.096]	0.558*** [0.121]	0.354*** [0.092]	0.280** [0.120]	0.156* [0.094]
新疆	1.137*** [0.119]	0.255*** [0.090]	1.157*** [0.123]	0.311*** [0.096]	1.284*** [0.121]	0.237*** [0.092]	1.007*** [0.120]	0.047 [0.093]
样本数	7086	7170	7086	7170	7058	7170	7086	7170
R ²	0.246	0.195	0.244	0.184	0.252	0.176	0.243	0.182

说明:括号内的值为标准差,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下表同。

表 3 区域间 RFPE 的检验结果

	以全国平均为基准		东北	环渤海	东南	中部	西南	西北
东北	0.163 *** [0.054]	0.054 [0.040]		0.181 *** [0.061]	0.077 [0.064]	0.080 [0.054]	-0.104 * [0.061]	-0.217 *** [0.060]
环渤海	-0.187 *** [0.054]	-0.127 *** [0.040]	-0.182 *** [0.049]		-0.104 [0.064]	-0.102 * [0.054]	-0.286 *** [0.061]	-0.399 *** [0.060]
东南	0.045 [0.054]	-0.023 [0.040]	-0.077 [0.049]	0.104 * [0.061]		0.002 [0.054]	-0.181 *** [0.061]	-0.295 *** [0.060]
中部	-0.232 *** [0.054]	-0.024 [0.040]	-0.079 [0.049]	0.104 * [0.061]	0.00008 [0.064]		-0.182 *** [0.061]	-0.296 *** [0.060]
西南	0.058 [0.054]	0.158 *** [0.040]	0.103 ** [0.049]	0.286 *** [0.061]	0.182 *** [0.064]	0.183 *** [0.054]		-0.114 * [0.060]
西北	0.287 *** [0.054]	0.272 *** [0.040]	0.217 *** [0.049]	0.399 *** [0.061]	0.295 *** [0.064]	0.297 *** [0.054]	0.113 * [0.061]	
样本数	1770	1771	1416	1416	1416	1416	1416	1416
R ²	0.219	0.205	0.170	0.160	0.144	0.139	0.138	0.127

说明:第3~8列显示的是以各个区域的相对价格平均水平作为基准的回归结果,分别以劳动与资本相对价格、劳动与投入品相对价格作为被解释变量的回归结果系数符号与显著性类似,因篇幅关系,此处仅列出以劳动与投入品相对价格作为被解释变量的结果。

表 4 各区域工资水平和相对工资的均值对比

区域	平均工资 (元)	实际平均工资 (元)	劳动报酬占 产出比重	劳动相对 资本报酬	劳动相对 投入品报酬
东北	12 639.50	12 468.98	0.7116	0.1338	0.3437
环渤海(-)	18 081.80	17 827.32	0.4192	0.1151	0.2667
东南	19 985.00	19 724.09	0.4079	0.1216	0.2686
中部	11 873.90	11 676.56	0.4412	0.1194	0.2584
西南(+)	12 660.50	12 457.12	0.5183	0.1569	0.3796
西北(+)	13 220.30	12 978.45	0.8392	0.1844	0.4418

尽管基于全国的考察并未得到地区间满足相对要素价格均等的结论,但随着近来区域内省市间的交流合作逐渐加深,区域内的产业结构、发展程度较为类似,因此有必要在区域层面分析地区间要素相对价格的差异程度。我们把地区间相对要素价格均等的检验缩小到区域范围,即在区域内将区域层面的相对价格平均水平作为基准,利用式(11)来估计各省区的相对价格水平之间的关系,结果如表5所示。结果显示,在区域内仍有部分省市的相对价格明显偏离区域的平均水平。表6对比了各个区域

表 5 各区域内省份间 RFPE 的检验结果

东北		环渤海			东南			
辽宁	-0.008 [0.087]	-0.048 [0.047]	北京	0.624 *** [0.061]	0.474 *** [0.047]	上海	0.039 [0.042]	0.173 *** [0.040]
吉林	-0.198 ** [0.087]	0.012 [0.047]	天津	0.340 *** [0.061]	0.107 ** [0.047]	江苏	-0.193 *** [0.042]	-0.160 *** [0.040]
黑龙江	0.569 *** [0.087]	0.127 *** [0.047]	河北	-0.083 [0.061]	-0.058 [0.047]	浙江	0.062 [0.042]	-0.136 *** [0.040]
			山东	-0.176 *** [0.061]	-0.129 *** [0.047]	福建	-0.134 *** [0.042]	0.119 *** [0.040]
						广东	0.134 *** [0.042]	0.114 *** [0.040]
样本数	937	941	样本数	1165	1166	样本数	1416	1416
R ²	0.232	0.121	R ²	0.444	0.480	R ²	0.193	0.264
中部		西南			西北			
安徽	0.161 ** [0.070]	0.111 * [0.057]	广西	0.214 ** [0.107]	0.115 [0.078]	山西	0.064 [0.144]	-0.040 [0.084]
江西	0.080 [0.070]	0.016 [0.057]	海南	-0.016 [0.108]	-0.253 *** [0.079]	内蒙古	-0.372 ** [0.146]	0.031 [0.085]
河南	-0.233 *** [0.070]	-0.213 *** [0.057]	重庆	0.108 [0.107]	0.014 [0.078]	陕西	-0.015 [0.143]	0.023 [0.084]
湖北	-0.090 [0.070]	-0.021 [0.057]	四川	-0.205 * [0.107]	-0.050 [0.078]	甘肃	0.153 [0.143]	0.116 [0.084]
湖南	0.412 *** [0.070]	0.187 *** [0.057]	贵州	0.514 *** [0.107]	0.223 *** [0.078]	青海	0.188 [0.150]	0.249 *** [0.088]
			云南	0.405 *** [0.107]	0.171 ** [0.078]	宁夏	0.107 [0.146]	0.040 [0.085]
						新疆	0.888 *** [0.145]	0.027 [0.085]
样本数	1412	1416	样本数	1609	1630	样本数	1724	1781
R ²	0.260	0.141	R ²	0.133	0.098	R ²	0.166	0.056

说明:分别以劳动与资本相对价格、劳动与投入品相对价格为被解释变量进行回归。

内系数符号相反的省份间工资水平,与表 4 类似的是,系数为正地区的劳动力相对工资水平高于系数为负的地区,并且前者劳动投入占产出的比重也大于系数为负的省份;工资水平较低的地区一般会增大劳动力的投入,从而表现出劳动力报酬比重、劳动力相对工资较高,但表 6 与表 4 不同的是,除东北以外,系数为正(即劳动力报酬比重、劳动力相对工资较高)的地区工资水平也高于系数为负的地区,说明尽管工资水平较

高,这些地区的行业也愿意支付较大比重的劳动报酬,这可能是由这些地区劳动密集型制造业份额较大或者地区间的劳动力流动限制造成的。而对比各区域内系数符号相反的省份,东南区域内两类地区劳动力报酬比重、劳动力相对报酬的差异较小;环渤海地区内系数符号相反的省区在实际工资、劳动力相对报酬上都有明显差距;西南地区系数为正省份的劳动力报酬比重则小于系数为负的省份,说明了不同区域内的市场分割程度存在差异,但除环渤海地区外,此处的差异小于表4中区域之间的差异程度。表5和6的结果进一步说明了即使在发展水平类似的区域内,地区间仍存在明显的要素配置与流动限制,因此中国的要素市场整合程度仍有待提高。

表6 区域内各省工资水平和相对工资的均值对比

地区	平均工资 (元)	实际平均工资 (元)	劳动报酬占 产出比重	劳动相对 资本报酬	劳动相对 投入品报酬
东北(-)	13 015.80	12 834.52	0.5156	0.1261	0.2943
东北(+)	11 877.00	11 728.34	1.1086	0.1495	0.4439
环渤海(-)	13 679.70	13 474.67	0.2501	0.0882	0.2133
环渤海(+)	23 691.55	23 371.26	0.5591	0.1307	0.3107
东南(-)	18 610.85	18 359.85	0.4677	0.1023	0.2705
东南(+)	21 212.50	20 940.29	0.3678	0.1360	0.2674
中部(-)	11 656.00	11 459.84	0.3278	0.1013	0.2236
中部(+)	12 459.55	12 236.35	0.5049	0.1276	0.2875
西南(-)	11 302.50	11 171.38	0.0943	0.1433	0.4401
西南(+)	12 721.15	12 516.03	0.6726	0.1696	0.4197
西北(-)	12 291.80	12 045.96	0.4581	0.1986	0.3385
西北(+)	13 132.10	12 943.35	1.6448	0.1824	0.6162

(三)要素价格的动态变化

根据公式(11)的检验结果,我们发现全国或区域内不满足 RFPE,未能展示地区间市场整合程度的变动趋势。由于相对要素价格趋于均等的实现要求减少地区间要素流动障碍,这会缩小地区间的相对要素价格以及工资的差距,那么考察地区间要素价格的变动趋势,对于理解地区间市场整合程度的变化是必要的。鉴于劳动力报酬及其占产出的比重在地区间存在明显差异,及图1描述的工资水平相差较大的地区在1999~2007年间有相反的变动趋势,这就为考察市场整合程度的变动提供了可能。因为当地区间的商品或要素流动限制减弱时,劳动力会从低工资的地区流向高工资的

地区,只要劳动力的边际生产率递减,在其他条件不变的情况下,初始工资水平较低地区的劳动力价格增长率将快于高工资地区,从而使要素价格的增长呈现收敛趋势。因此,我们借鉴 Tomiura (2005) 和钟笑寒 (2005) 检验工资收敛的方法,设定计量方程为:

$$\Delta \ln \left(\frac{w_{jt}}{w_j} \right) = \alpha + \beta \ln \left(\frac{w_{jt-1}}{w_j} \right) + \gamma Z + \mu \quad (12)$$

被解释变量 $\Delta \ln(w_{jt}/w_j)$ 是 j 行业中 r 地区的劳动力报酬占全国平均比重的变化,主要的解释变量是各地区各行业上一期的劳动力报酬占全国比重水平,其系数 β 符号预期为负,表示地区间工资水平的趋同,即初始劳动力报酬水平较低的地区其增长会快于高工资地区,而满足 β 收敛趋势。对于 β 收敛的检验包括绝对 β 收敛和条件 β 收敛,其中绝对 β 收敛暗含着严格的假定条件,包括相同的生产函数、投资率等,即在完全相同的结构下,不同地区同一行业会有相同的增长路径。而条件 β 收敛放弃了各地区具有相同结构的假设,是指各地要素价格的变动速度不仅取决于初期的要素价格水平,而且会受到其他因素的影响。由于工资的动态变化主要受到投入要素的供求对比影响,国内一些学者从多个角度对中国地区工资差距的变动机制进行探索,发现了产业结构、对外开放程度、政策倾斜等都对劳动力的流动有显著影响(范剑勇和朱国林,2002;钟笑寒,2005;张建红等,2006),因此在考察工资的变动过程时需要加入这些控制变量。

首先,新经济地理学的研究发现企业在空间上的集中分布是影响地区工资差异的重要因素,在产业发展程度较高和基础设施较完善的地区容易产生聚集效应,对工资水平有促进作用。这是因为:一方面,企业相互临近可以节约运输成本以及享受外部性,使得企业愿意给劳动者支付更高的工资;另一方面,基于规模报酬递增的假设,企业更愿意选择接近市场潜力高的地区进行生产以实现收益递增,企业的空间集聚会扩大对本地劳动力的需求,也会提高工资水平(Hanson,1998)。因此,我们在控制因素中加入表示地区产业结构的变量:即专业化程度,产业的地区专业化会增强产业的外部性,发挥集聚效应会提高劳动力的价格,用 IIA 表示产业集聚程度,并预期该项系数符号为正;多样化作为产业空间集中分布的另一种形式,也可能促进工资上涨, DIV 表示地区产业的多样化程度,其系数符号预计为正;而产业中的企业规模也会影响生产要素的需求,达到一定规模的企业更容易发挥规模效应实现规模报酬递增,并愿意为要素支付更高的价格,用 SCL 表示产业平均的企业规模,其中 N 表示企业数量,预期该变量的系数符号为正。

$$IIA_{ij} = \frac{L_{ij}/L_i}{L_j/L} \quad (13)$$

$$DIV_{ij} = \left[\sum_{h \neq j} \left(\frac{L_{rh}}{L_r} \right)^2 / \sum_{h \neq j} \left(\frac{L_h}{L} \right)^2 \right]^{-1} \quad (14)$$

$$SCL_{ij} = \frac{L_{rj}/N_{rj}}{L_j/N_j} \quad (15)$$

其次,地区内各行业的对外开放程度也会对其生产要素的价格产生影响。一方面,对外贸易的扩大可以发挥地区的比较优势,新古典贸易理论预测在出口中密集使用的要素收益趋于增加,进口产品中密集使用的要素收益会降低;另一方面,根据国际直接投资理论,在其他条件相同的情况下,跨国公司会首先选择工资水平较低的地点进行投资,投资可以通过促进地区经济发展提高收入水平。所以预期对外开放程度对提高工资增长有正向作用。由于缺少地区行业层面的进出口数据,因此用进出口总额占 GDP 的比重与全国均值之比(*trade*)来表示对外贸易程度(金煜等,2006),而用数据库中的外商资本金和港澳台资本金占实收资本的比重与全国均值之比(*FDI*)来衡量外资的进入程度。

另外,从地区的发展特征与收入水平变动的关系看,各地区的基础条件以及发展政策存在不同,这很大程度上决定了地区发展水平的差距,进而影响要素价格的变动方向,因此我们主要考察地区发展程度、政策倾斜等对要素价格变动的影响。

(1) 经济发展水平(*GDP per capita*),用各地人均 GDP 与各年全国均值之比来表示。经济发展是收入增长的主要来源,发展程度越高对工资增长的促进作用可能越强,其系数符号预期为正。

(2) 城市化程度(*urbanization*),鉴于非农产业在经济增长中的主导地位,中国地方政府往往采取一些城市倾向的经济政策以期推动短期经济增长,这可能会促进工资水平的上升。但从长期看,由于各地的城市化发展程度存在较大差异,加上劳动力流动的制度约束,工资水平的差距会进一步扩大(陆铭和陈钊,2004;陆铭,2011),这就意味着城市化水平越高的地区工资增长越快,我们用非农人口比重与全国均值之比来表示地区的发展和城市化水平(*urbanization*),并预期其系数符号为正。

(3) 市场化水平(*market*),用非国有经济单位职工数比重与全国均值之比来表示。以经济非国有化为特征的市场化过程是中国经济改革的一个重要内容。一方面非国有经济的发展加剧了劳动力市场的竞争,使工资下降;另一方面,市场化从一定程度上表示政府减少不适当的干预,劳动力向非国有经济转移的过程中可能会提高劳动力市场的资源配置效率,提高工资水平(陆铭和陈钊,2004;王小鲁和樊纲,2005;张建红等,2006),即其系数符号的预期取决于两个方向作用的大小。

(4)人力资本(*educated*),人力资本作为影响经济增长速度的重要因素,对工资水平有明显的提高作用(钟笑寒,2005)。对于人力资本的衡量,我们用各地教育水平为普通中学及以上的人数占人口的比重与全国均值之比来表示;而政府对人力资本的投入力度(*eduexpense*),用教育支出占财政支出的比重与全国均值之比来表示,这也有助于普及教育而提高当地的人力资本存量,从而对工资增长有正向效应。

表 7 为各主要变量的描述性统计。

变量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln(w_{jt}/w_{jt})$	-4.3230	1.6422	-12.6354	-0.3682
<i>IIA</i>	1.1056	1.1578	0.0015	23.4096
<i>SCL</i>	1.09995	0.5738	0.0282	8.8972
<i>DIV</i>	23.6595	4.7783	11.5004	46.6465
<i>GDP per capita</i>	1.1274	0.7967	0.3355	4.4316
<i>urbanization</i>	0.9464	0.3839	0.4410	2.2213
<i>market</i>	0.9294	0.3106	0.4110	1.6532
<i>trade</i>	0.5612	0.7363	0	4.1667
<i>FDI</i>	1.0769	0.9357	0.0286	4.0556
<i>educated</i>	1.0108	0.1320	0.6805	1.3157
<i>eduexpense</i>	0.0319	0.0205	0.0031	0.1002

本文运用面板固定效应模型对(12)式进行估计,回归结果见表8。第(1)~(4)列是对全部样本的回归结果,初始报酬水平项的系数符号符合我们的预测,表明劳动力报酬较低的地区有较快的报酬增长速度。当加入控制变量后,初始项表示的收敛速度有所提高。控制变量的系数符号也与预期大致相符,产

业集聚效应、外资进入程度、经济发展和城市化水平都对劳动力报酬的增长有促进作用,但受教育程度项的作用方向为负。这可能是由受教育程度高的劳动力倾向于向发展程度较高的地区集中使得人才供给的增长快于需求而引起的。

考虑到地区间的发展程度差异以及表5和6描述的区域间相对要素价格的差异,表8的第(5)~(10)列分别对6个区域内的省市行业样本进行回归。在环渤海与东南地区的回归结果中,地区产业多样化指标的作用方向变为负,可能是由于东部地区的产业结构较为完整,对企业和劳动力都有较大的吸引力而出现了拥塞效应;同时,因为外商投资活动主要分布在东南区域,因此对外开放程度指标对劳动力报酬增长的作用程度明显大于对全国样本的回归结果。但相对于环渤海区域,其对外贸易项的系数较小可能缘于东南地区的贸易活动以加工贸易为主,吸引了大量廉价劳动力的流入。对于中、西部地区的回归结果,经济发展和城市化水平项的估计系数为负,可能是这些地区对劳动力流入的吸引力较小以及制造业发展水平较低,而难以支持劳动力报酬的

快速增长。另外,仅有东南地区的受教育程度项系数显著为正,进一步说明了该区域对高素质人才具有较高的吸引力,从而推动工资水平上涨。

由于 β 收敛是 σ 收敛的必要非充分条件,这意味着当 β 为负时,地区间的要素价格仍可能趋于分散(Quah, 1993),因此我们还要检验各地区劳动力报酬比重的离散程度是否呈现不断的减小趋势。估计式写为: $\sigma_{jt} = a + bt + \varepsilon_{jt}$,被解释变量为各年同一行业各个地区劳动力报酬比重的标准差,解释变量 t 为时间趋势项, ε_{jt} 为随机误差项,如果有 $b < 0$,则认为存在 σ 收敛。表9报告了回归结果,第(1)列是对全国样本的回归结果,估计系数的符号为正,表明全国各省市同一行业中劳动力报酬比重的差异程度有所扩大,即表8描述的各地劳动力报酬比重变动趋势未能减小地区间的差异,省区间仍存在明显的市场分割。而对于根据地区发展水平进行区域划分的检验,表9的第(2)~(7)列分别为对6个区域内同一行业的省区间劳动力报酬比重的差异变动结果,其中仅有中部地区的估计系数为负,但不显著;而对于估计系数为正的区域,东南地区的系数相对较小,环渤海地区的系数最大,即后者省市区间的劳动力流动限制可能更明显。

表8和9的回归结果进一步验证图1描述的地区间工资水平变化趋势,在表9回归系数小于全国水平的东南、中部和西北地区,2007年实际工资占全国平均水平的比重与1999年相比小幅变动,尤其广东、浙江等出现下降的同时安徽、山西的这一比重有所上升;而回归系数较大的环渤海和西南地区内,各省市实际工资占全国平均的比重差异较大,特别是北京、天津的比重明显提高。尽管地区间劳动力报酬的变动趋势在一定程度上反映了市场分割情况有所改善,户籍制度约束的放松也促进了地区间的劳动力流动,但同时观察到地区间工资差距的扩大意味着地区间仍存在明显的市场分割。一方面,户籍制度的改革旨在改变城乡二元结构,降低农村劳动力进入城镇、中西部劳动力迁移至东部城市的壁垒,但如果在劳动力迁移制度和政策上城市拥有单方面的决定权,那么这种流动将是城市出于自身利益制定的政策效果,在提高城市居民福利水平的同时难以出现城乡工资的均等化(陈钊和陆铭,2008);另一方面,地区间发展程度的差异造成了资源要素的配置效率不一,为促进不同发展程度的地区协调发展,地区发展政策应向区域倾斜,但如果区域内的协同发展扩大了区域间工资增长轨迹的差距,即因为区域间的产业结构层次差异、工资调整与保障机制差异导致的制度约束、人力资本的单向流动等使中西部地区局限于东部产业的低端环节,就难以缩短区域间的工资差异。因此,从全国范围来看,统一大市场的形成还需要很长的时间,缩小工资差距需要地区发展程度的均衡与劳动报酬制度改革共同作用。

表 9

 σ 收敛检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全国	东北	环渤海	东南	中部	西南	西北
t	0.0226 *** [0.0028]	0.0269 *** [0.0088]	0.0528 *** [0.0043]	0.0072 ** [0.0031]	-0.0026 [0.0059]	0.0395 *** [0.0066]	0.0121 [0.0095]
样本数	1413	235	235	236	236	236	235
R^2	0.050	0.044	0.430	0.025	0.001	0.150	0.008

五 结论及政策含义

本文主要对中国省际要素价格均等及其变化趋势进行考察,通过分析地区间相对要素价格的差异程度为我们理解全国市场整合程度提供了新思路。我们拓展了 Bernard 等(2001)的模型,用省际行业层面的劳动力与资本相对价格、劳动力与投入品相对价格检验 RFPE 定理在中国是否成立。结果发现在不同的基准水平下并不满足 RFPE 定理,尤其环渤海地区、西南和西北地区的相对要素价格显著偏离全国平均水平。考虑到地区的发展程度差异,我们将 30 个省市划分为 6 个区域,在区域内进行检验发现仍不满足 RFPE 定理,说明国内市场离一体化仍有一定距离,中国的统一大市场尚未形成。

由于对 RFPE 的检验是静态的,而在样本时期内各地区工资水平和劳动力相对价格变动明显,因此可以通过劳动力报酬的变动趋势来间接考虑地区间市场整合程度的变动。检验结果发现,初始劳动力报酬水平对其增长速度有负向作用,即初始水平较低的地区可实现较快增长,且产业集聚、对外开放程度、经济发展和城市化水平的提高都有助于促进劳动力报酬的增长。但各种因素对劳动力报酬增长的作用程度和作用方向在地区间存在差异,尤其贸易与人力资本变量对东、西部的作用方向相反,这主要是由地区间发展水平差距引起的。

尽管由户籍制度等行政约束导致的地区间要素流动限制在不断放松,但 RFPE 检验结果表明地区间仍存在明显的要素流动限制,因此,为建立统一大市场,中国需进一步合理引导要素的流动。户籍制度的放松主要缓解了城乡或城市间的人口流动限制,但流动人口在跨区就业与社会服务获取上仍存在明显的融入困难。同时,地区间发展水平的差距成为市场分割形成的主要原因,在劳动力跨区流动的规模和方向上设置了无形限制。尽管观察到市场分割有所改善,但这种改善更多的是在中西部的区域内,这主要得益于向中西部倾斜的区域政策。区域间的发展层次与产业结构差异使中西

部难以赶上东部工资的增长步伐,而且如果区域间的发展政策缺乏协调,那么又会增加形成地区保护的可能;另外,中西部与东部在人力资本吸引能力、劳动报酬调整与保障制度上的差异也成为助涨工资差距的隐患。因此,要进一步提高市场整合程度,需要实施均衡的地区或产业发展政策,缓解地区间劳动力流动与融入的行政限制,减少政府对资源配置的干预和扭曲,促进人力资本在地区间的合理分布。

参考文献:

- 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷(2004):《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势》,《经济研究》第4期。
- 陈钊、陆铭(2008):《从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》,《经济研究》第1期。
- 范剑勇、朱国林(2002):《中国地区差距演变及其结构分解》,《管理世界》第7期。
- 桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊(2006):《中国国内商品市场趋于分割还是整合?——基于相对价格法的分析》,《世界经济》第2期。
- 金煜、陈钊、陆铭(2006):《中国的地区工业集聚:经济地理、新经济地理与经济政策》,《经济研究》第4期。
- 李善同、侯永志、刘云中、陈波(2004):《中国国内地方保护问题的调查与分析》,《经济研究》第11期。
- 刘培林(2005):《地方保护和市场分割的损失》,《中国工业经济》第4期。
- 陆铭、陈钊(2004):《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第6期。
- 陆铭(2011):《玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化》,《南方经济》第6期。
- 王小鲁、樊纲(2005):《中国收入差距的走势和影响因素分析》,《经济研究》第10期。
- 谢千里、罗斯基、张轶凡(2008):《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》第3期。
- 银温泉、才婉茹(2001):《我国地方市场分割的成因和治理》,《经济研究》第6期。
- 赵奇伟、熊性美(2009):《中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异》,《世界经济》第6期。
- 张建红、Elhorst J. P.、Witteloostuijn A. Van(2006):《中国地区工资水平差异的影响因素分析》,《经济研究》第10期。
- 郑毓盛、李崇高(2003):《中国地方分割的效率损失》,《中国社会科学》第1期。
- 钟笑寒(2005):《改革时期中国各地区工资演变》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- Poncet, Sandra(2002):《中国市场正在走向“非一体化”?——中国国内和国际市场一体化程度的比较分析》,《世界经济文汇》第1期。
- Bernard, A. B.; Jensen, J. B. and Schott, P. K. “Factor Price Equality and the Economies of the United States.” *NBER Working Paper* No. 8068, 2001.
- Bernard A. B.; Redding, S.; Schott, P. K. and Simpson, H. “Factor Price Equalization in the UK?” *NBER Working Paper* No. 9052, 2002.
- Bernard, A. B.; Redding, S. and Schott, P. K. “Factor Price Equality and the Economies of the United States.” *CEPR discussion paper* No. 5126, 2005.
- Bernard, A. B.; Redding, S. and Schott, P. K. “Testing for Factor Price Equality in the Presence of Unobserved Factor Quality Differences.” *CES working papers* No. 09-22, 2009.
- Cai, Hongbin and Liu, Qiao “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms.” *Economic Journal*, 2009, 119, pp. 764-795.

Davis, D.; Weinstein, D.; Bradford, S. and Shimpo, K. "Using International and Japanese Regional Data to Determine When the Factor Abundance Theory of Trade Works." *American Economic Review*, 1997, 87(3), pp. 421-446.

Debaere, Peter "Does Lumpiness Matter in An Open Economy?: Studying International Economics with Regional Data." *Journal of International Economics*, 2004, 64(2), pp. 485-501.

Dixit, A. K. and Norman, V. *Theory of International Trade*. London: Cambridge University Press, 1980, pp. 15-20.

Fan, C. Simon and Wei, Xiangdong "The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China." *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4), pp. 682-697.

Hanson, G. H. "Market Potential, Increasing Returns, and Geographic Concentration." *NBER Working Paper* No. 6429, 1998.

Hanson, G. H. and Slaughter M. J. "Labor Market Adjustment in Open Economies: Evidence from U. S. States." *Journal of International Economics*, 2002, 57, pp. 3-30.

Kerkelä, Leena; Kangasharju, Aki and Pekkala, Sari. "Factor Price Equalization in Finland." ERSA conference papers No. ersa03p394, 2003.

Leamer, E. Edward and Levinsohn, James "International Trade Theory: The Evidence." *NBER Working Paper* No. 4940, 1994.

McKenzie, L. W. "Equality of Factor Prices in World Trade." *Econometrica; Journal of the Econometric Society*, 1955, 23, pp. 239-257.

Naughton, Barry. "How Much Can Regional Integration Do to Unify China's Markets?" working paper No. 58, 2000.

Park, Albert and Du, Yang. "Blunting the Razor's Edge: Regional Development in Reform China." mimeo, Hong Kong, 2003.

Parsley, David C. and Wei, Shang-Jin. "Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price Based Approach." *NBER Working Paper* No. 8468, 2001.

Quah, D. "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis." *Scandinavian Journal of Economics*, 1993, 95(4), pp. 427-443.

Samuelson, Paul. "International Trade and the Equalization of Factor Prices." *The Economic Journal*, 1948, 58, pp. 163-184.

Samuelson, Paul. "International Factor-Price Equalization Once Again." *The Economic Journal*, 1949, 59, pp. 181-196.

Tomiura, Eiichi. "Factor Price Equalized in Japanese Regions?" *Japanese Economic Review*, 2005, 56(4), pp. 441-456.

Xu, Xinpeng. "Have the Chinese Provinces Become Integrated under Reform?" *China Economic Review*, 2002, 13, pp. 116-133.

Young, Alwyn. "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China." *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4), pp. 1091-1135.

(截稿:2012年9月 责任编辑:王徽)