

中国不同区域动态就业弹性的比较

——基于面板数据的实证研究

赖德胜 包 宁

【摘要】文章利用1997~2009年省际面板数据对东、中、西三大经济区域的动态就业弹性进行估计,结果表明,东部地区的短期就业弹性显著高于中、西部地区,但长期就业弹性的区域差异并不大,短期就业弹性的区域差异主要是由就业调整速度、劳动的生产效率和产业结构不同引起的。较低的短期就业弹性使中、西部地区在经济波动的情况下面临着更大的风险。中、西部地区可以通过发展劳动密集型行业、提高劳动生产效率来增加产出水平,同时调整产业规模、实现与东部地区产业的有效对接,促进区域间的良性互动和协调发展。

【关键词】动态就业弹性 省际面板数据 就业调整速度 劳动生产效率

【作者】赖德胜 北京师范大学经济与工商管理学院,教授;包宁 北京师范大学经济与工商管理学院,博士研究生。

一、引言

从理论上讲,经济增长能够通过国民经济各部门的活动产生对劳动力的需求,带动就业增长。正是在这样的信念指导下,中国始终将经济增长作为国民经济运行的首要目标,以为就业增长会作为经济增长的“派生结果”而必然出现。然而,随着改革的逐步深化、经济建设的不断推进,人民收入水平显著提高的同时,国内就业压力日益凸显,经济增长对就业的带动作用似乎在“下降”,甚至有学者认为中国经济的增长是一种“零就业”或“无就业”增长(宋小川,2004),就业问题已经成为经济发展的重要命题,引起了学界和政府越来越多的关注,中国国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要明确提出,今后5年经济社会发展的主要目标是:“国内生产总值年均增长7%,城镇新增就业4500万人”。在这样的背景下,我们不得不对经济增长和就业增长之间的关系进行重新考察与测量:经济增长和就业增长之间的正向变动关系是否真的存在?经济增长对就业增长的影响究竟有多大?不同区域经济增长和就业增长之间的关系是否相同,这种关系的强弱又会受到哪些因素的影响?经济增长和就业增长的目标究竟应该通过怎样的渠道实现?

衡量经济增长和就业增长之间关系的变量就是就业弹性,目前关于就业弹性的估算,

主要有3种方法:一种是点弹性法(龚玉泉、袁志刚,2002;张车伟、蔡昉,2002;蔡昉等,2004),这种算法依据经济学中点弹性的定义,将某一具体年份就业增长率与经济增长率的比值作为当年的就业弹性。点弹性的确衡量了某一具体年份经济增长幅度和当期就业规模变动幅度之间的关系,但不同年份之间的点弹性波动较大,而且就业存在一定的“粘性”,就业的调整往往不会在瞬间完成,因此用点弹性的方法不仅难以对就业弹性做出稳定的估计,也无法反映经济增长和就业之间的真实关系。第二种估算就业弹性的方法是弧弹性法(李红松,2003),即用两个不同时点之间的平均就业增长率与相应的平均经济增长率的比值表示,这种通过取均值计算就业弹性的方法只关注了两个不同时点的情况,并不能反映这两个时点之间的真实情况。根据两个时间点选择的不同,用这种方法计算出的就业弹性也会有很大的不同,弹性的大小容易受时点选择的影响,而且用这种方法进行估计也无法对估计结果进行统计检验。第三种估算就业弹性的方法是依据就业弹性的定义设定相应的模型,试图通过对模型估计来考察经济增长和就业变动之间的稳定关系。一些研究采用双对数模型 $\ln L = \alpha + \beta \ln Y$ 对就业弹性进行估计(张江雪,2005),其中 L 、 Y 分别为就业人数和产出水平, β 即所谓的“就业弹性”。这样固然使模型显得简单明了,且在一定的样本基础上使就业弹性能够反映一个平均水平,但这种方法没有控制其他任何变量,将就业规模完全归结为产出水平的结果,这在理论上和现实生产中都是说不通的。从实证研究的角度考虑,遗漏变量将会造成回归结果的偏误,导致估计出的“就业弹性”不能精确反映经济增长和就业规模之间的真实关系。还有一些学者根据自己的研究需要,在模型中添加了不同的控制变量,对就业弹性进行估计(姚战琪、夏杰长,2005;丁守海,2009;杜传忠等,2011),这种方法是从经济增长模型入手,对就业和经济增长的关系进行简化与整理,并根据实际情况及研究需要添加相应的控制变量,考察了经济增长对就业的影响,测算出相应的就业弹性,并对估计结果进行统计检验。这种方法不仅避免了模型设定的随意性,又能清楚地看到不同因素对就业变动的影响,从而能够更好地把握经济增长和就业之间的关系,进而给出合理的预测和对策建议。

本文将采用中国1997~2009年省际面板数据,在总量生产函数和生产者对要素使用原则的基础上运用经济模型对东、中、西三大经济区域的就业弹性进行动态估计,并对不同区域就业弹性的差异进行分析,进而对不同区域的经济和就业增长提出相应的政策建议。

二、模型设定与变量说明

劳动力需求作为一种“引致性”需求,根源于社会最终消费的需求。就业规模在很大程度上受到经济增长和产出水平的影响,特别是在劳动力无限供给和生产技术水平比较低下的情况下,经济增长几乎成了改变就业规模的唯一“牵引力”。其次,劳动力作为生产的投入要素之一,其需求不仅受自身价格——工资的影响,还受其他要素价格的影响(张亚斌等,2006)。另外,技术水平也是影响要素需求的重要因素。一方面,技术进步会提高资本的有机

构成和劳动生产率,进而可能降低社会生产对劳动力的需求;但科学技术的进步在提高生产率的同时,也会引起利润的短期上升和生产规模的扩大,从而造成社会生产对劳动力要素需求规模的扩大。当然,劳动力的需求不仅受社会经济活动总量的变化影响,还与产业结构及劳动力政策等因素息息相关。据此,本文将以社会生产函数和生产者对要素的使用原则为依据对就业弹性进行估计。

首先,我们进行一系列相关假定:(1)假定社会只有一家企业,生产同一种产品和服务,生产中使用劳动和资本两种要素;(2)所有劳动者按照法定劳动时间参与工作,这样企业的劳动投入变化就单一地表现为就业人数的变化;(3)技术进步率与人力资本水平成正比;(4)生产函数采用柯布一道格拉斯的函数形式;(5)产品的价格为参照价格;(6)产品市场和要素市场完全竞争,厂商依据要素价格等于要素边际产品价值的原则确定要素的最佳投入量。除假定(3)外,上述其他假定都在经济学相关研究中多次出现。因此,这里仅对假定(3)进行说明,在实际的研究分析中,技术进步的替代变量有很多,如时间(丁守海,2009)、研究与开发投入在GDP中的比重、获准立项的发明专利数量、全要素生产率(叶仁荪等,2008;何平、蹇金昌,2007;Pissarides,2007),以及生产中的资本劳动比等(Lai,1997)。事实上,技术进步或创新作为人力资本投入的结果,必然与人力资本水平直接相关,因此,将人力资本水平作为技术进步的替代变量在理论上是合理的和可行的。本文假定技术进步率与人力资本水平成正比,并用人力资本水平作为技术进步的替代变量,假定技术进步率的表达式为 $\dot{A}/A=\theta H$,由此, $A=A_0e^{\theta H}$ 。根据假定,建立以下均衡方程:

$$w = \frac{\partial Y}{\partial L}, \quad r = \frac{\partial Y}{\partial K} \tag{1}$$

$$Y = A_0 e^{\theta H} L^\alpha K^\beta \tag{2}$$

其中, A 为技术水平, A_0 为初始技术水平; θ 为参数,反映人力资本水平对技术进步的影响; t 表示时间; H 为人力资本水平; w 表示平均工资水平; r 为利率水平; L 和 K 分别表示社会生产过程中的劳动和资本的投入量; Y 为社会的产出水平; α 和 β 分别表示劳动和资本的边际产出弹性, $\alpha, \beta \in (0, 1)$ 。根据上述均衡条件,可以得出:

$$\ln L^* = S_0 + \frac{1}{\alpha + \beta} \ln Y - \frac{\theta t}{\alpha + \beta} H + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \ln r - \frac{\beta}{\alpha + \beta} \ln w \tag{3}$$

其中, $S_0 = -\frac{1}{\alpha + \beta} \ln A_0 + \frac{\beta}{\alpha + \beta} \ln \alpha - \frac{\beta}{\alpha + \beta} \ln \beta$ 。

在实际生产过程中, L^* 是不可观测的,企业只能在生产过程中通过不断调整,力图实现最优的要素投入 L^* ,这样的调整过程可能是漫长的,假定厂商对劳动力要素的投入遵循以下调整过程:

$$\ln L_t - \ln L_{t-1} = \delta (\ln L^* - \ln L_{t-1}) \tag{4}$$

其中 δ 为调整系数, δ 越大,意味着厂商向最优劳动力要素投入调整的速度越快,反之则越慢, $0 \leq \delta \leq 1$ 。若 $\delta=1$,则表示在一期内实现完全的调整,一步到位实现最优劳动力要素

的投入;若 $\delta=0$,则表示根本不做任何调整。将式(3)带入式(4)并整理可得:

$$\ln L_t = \delta \cdot S_0 + \frac{\delta}{\alpha + \beta} \ln Y - \frac{\delta \theta t}{\alpha + \beta} H + \frac{\delta \beta}{\alpha + \beta} \ln r - \frac{\delta \beta}{\alpha + \beta} \ln w + (1 - \delta) \ln L_{t-1} \quad (5)$$

由于已经有研究认为连续变量时间 t 在估计就业弹性时并不显著(丁守海,2009),而且时间 t 也不是本文主要关注的因素,因此,在实际的实证分析中,本文将 t 从模型中剔除,对式(5)进行整理后得到动态就业弹性的估计模型:

$$\ln L_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y + \alpha_2 H + \alpha_3 \ln r + \alpha_4 \ln w + \alpha_5 \ln L_{t-1} + u_t \quad (6)$$

其中, u_t 为随机扰动项, α_2 为短期的就业弹性。对式(5)和式(6)进行比较,可以看出, $\alpha_2 = \delta / (\alpha + \beta)$, $\alpha_5 = (1 - \delta)$, 那么, 就业调整速度 $\delta = (1 - \alpha_5) \in [0, 1]$, 长期就业弹性系数为 $\alpha_1 / \delta = \alpha_1 / (1 - \alpha_5) = 1 / (\alpha + \beta)$, 其中 $\alpha + \beta$ 反映了生产的规模报酬状况。为了对不同区域的就业弹性进行比较,实际对模型进行估计时,在模型(6)的基础上添加地区虚拟变量及相关变量与虚拟变量的交互项。

三、数据说明与统计描述

本文采用的数据为 1997~2009 年省际面板数据,数据主要来自各年份《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》和中国人民银行官方网站。

被解释变量为城镇就业人数的对数值。由于涉及城镇就业人数的滞后变量,实际的城镇就业数据前推一年,从 1996 年开始。而重庆直辖市政府机构于 1997 年 6 月 18 日才正式挂牌成立,在实际的回归估计中,关于四川省和重庆市 1996 年数据根据相应年份的《四川省统计年鉴》和《重庆市统计年鉴》进行计算整理。

解释变量的情况是:(1) Y 为地区生产总值,数据来源于各年份《中国统计年鉴》,并按 2000 年的价格指数进行了调整。(2) H 为人力资本水平,考虑到人力资本并非一定要参与实际的生产过程才会推动技术进步,这里并没有采用从业人口中大专以上学历受教育程度者的比例,而是用 15 岁以上人口中大专以上学历受教育程度者所占比例表示,数据来源于各年份《中国劳动统计年鉴》。(3) r 为一年期贷款平均利率,数据来自中国人民银行官方网站。(4) w 为城镇就业人员的平均工资水平,数据来源于各年份的《中国劳动统计年鉴》,同样根据 2000 年价格指数进行了调整。(5) L_{t-1} 为城镇就业人数的滞后一期变量,数据来源与被解释变量相同。(6) R_2 和 R_3 为地区虚拟变量, $R_2=1$ 表示中部地区, $R_3=1$ 表示西部地区,东部地区作为对照的缺省地区。

表 1 给出了不同区域部分变量 1997~2009 年的描述性统计结果。从中可以看出,东部地区的城镇就业人数为西部地区的 2 倍以上,东部地区的地区生产总值为西部地区的 3 倍多,东部地区的人力资本水平和平均工资水平也明显要高于中部和西部地区。中部地区的城镇就业人数、地区生产总值及人力资本水平也都高于西部地区,但西部个别地区因为享受了国家的工资补贴,平均工资水平高于中部地区。另外,中、西部地区各变量的标准差也都

表1 变量的统计描述

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
城镇就业人数 L(万人)				
东部	8459.40	1768.77	6779.90	11972.21
中部	5042.45	434.36	4563.60	6028.00
西部	3892.83	413.87	3462.00	4759.96
地区生产总值 Y(亿元)				
东部	90638.67	41228.20	42838.72	167295.20
中部	36185.80	15302.96	18803.13	65710.75
西部	26181.02	11444.05	13289.24	48624.00
人力资本水平 H(%)				
东部	9.35	2.62	5.61	13.42
中部	5.46	1.44	3.36	7.43
西部	5.04	1.42	2.87	6.91
地区平均工资 w(元)				
东部	18036.78	7784.17	7885.00	32130.00
中部	11777.79	5326.78	5187.63	21763.00
西部	13801.14	5955.80	6134.67	24506.92

资料来源:各年的《中国劳动统计年鉴》、《中国统计年鉴》,中国统计年鉴数据库。

(一) 模型的估计结果

本文首先采用虚拟变量的方法对全部样本进行估计,结果如表2所示。从估计的结果来看,对东部地区而言,所有变量均在1%的水平上显著。交互项的系数表明,中部地区生产总值、平均工资水平及滞后一期的就业状况的系数与东部地区存在显著差异;西部地区各解释变量的系数与东部地区存在显著的不同。模型总体的Wald统计量和总体 R^2 都很高,模型整体上是可靠的,基本能够反映三大经济区域就业弹性的动态差异,可以作为进一步分析的依据。

为了更直观地观察不同经济区域各主要解释变量对区域内就业变动的的影响,对模型结果进行整理,并在表3中列出。表2和表3中的估计结果表明:(1)东、中、西3大经济区域的短期就业弹性存在显著差异。具体而言,东、中、西3个地区的短期就业弹性分别为0.81、0.268和0.088。东部地区的短期就业弹性远高于中、西部地区,东部地区的短期就业弹性约为西部地区就业弹性的9.2倍。东部地区的短期就业弹性相对于只用产出水平作为解释变量测算出的结果(张江雪,2005)或分产业、分行业的测算结果(张车伟、吴要武,2005;丁守海,2009)都要大很多。这主要是因为对东部地区而言,工资水平的变动对就业变动存在显著的负向影响,如果不控制这些变量,单纯用产出水平对就业变动进行解释,就业弹性会大大减小^①。(2)东、中、西三大经济区域的就业调整速度存在显著差异。东部地区滞后一期城

^① 本文对此进行了检验,但限于篇幅,此处未给出检验结果。

小于东部地区,这说明中、西部各省普遍存在就业规模小,经济发展水平和人力资本水平低,而且这种低水平的状况随着时间的推移并没有得到很好的改善。

四、模型估计结果及分析

本文同时进行了固定效应模型估计和随机效应模型的GLS估计,并进行了Hausman检验,但Hausman检验的卡方值过小,不能认定固定效应模型优于随机效应模型的GLS估计。据此,本文选择了随机效应模型的GLS法对就业弹性系数进行估计。

镇就业人数对数的系数为 0.109, 中、西部地区与东部地区存在显著差异, 其滞后一期城镇就业人数对数的系数分别为 0.69 和 0.898, 因此, 东、中、西三大经济区域的就业调整速度分别为 0.891、0.31 和 0.102, 东部地区的就业调整速度为西部地区就业调整速度的 8.7 倍。在考虑就业的滞后影响之后, 东、中、西三大经济区域的长期就业弹性系数分别为: 0.909、0.865 和 0.863, 长期就业弹性的区域差异相对于短期就业弹性而言明显减小。

由于各关键变量对就业变动的影 响都存在显著的地区差异, 而且地区虚拟变量的系数均通过了 1% 的显著性检验, 说明经济增长对就业变动的影响存在显著的区域结构性差异。用全部样本进行估计会掩盖这种差异, 且随参照组选择的不同, 模型的估计结果也会有相应的不同, 因此有必要从不同区域的角度进一步分析就业弹性的动态变化。在进行分区域估计时, 本文同样进行了固定效应模型估计和随机效应模型的 GLS 估计, 并根据 Hausman 检验的结果, 选择了随机效应模型的 GLS 法, 各变量估计结果如表 4 所示。

根据表 4 中分地区就业弹性的估计结果可以看出, 3 个地区的就业弹性估计模型整体上都是可靠的, 结果与利用全部样本进行估计的结果大致相同。东部和中部地区所有解释变量的系数均显著, 而西部地区只有 $\ln Y$ 和 $\ln L_{-1}$ 的系数是显著的。与全部样本的估计结果相似, 短期就业弹性和就业调整速度存在显著的地区差异, 东部地区的短期就业弹性为西部地区的 10 倍以上, 东部地区的就业调整速度为西部地区的 9.74 倍, 但区域之间的长期就业弹性差异较小。

(二) 对模型估计结果的解释

对就业弹性的动态估计结果显示, 短期就业弹性存在着显著的地区差异, 但 3 个地区的长期就业弹性差异并不大, 下面将对地区之间就业弹性的动态差异进行分析。

表 2 动态就业弹性的估计结果(被解释变量为 $\ln L$)

解释变量	回归系数	解释变量	回归系数	解释变量	回归系数
$\ln Y$	0.81***	$R_2 \times \ln Y$	-0.542***	$R_3 \times \ln Y$	-0.722***
$\ln w$	-0.60***	$R_2 \times \ln w$	0.399***	$R_3 \times \ln w$	0.607***
$\ln r$	0.256***	$R_2 \times \ln r$	-0.166**	$R_3 \times \ln r$	-0.228***
H	0.024***	$R_2 \times H$	-0.013	$R_3 \times H$	-0.026***
$\ln L_{-1}$	0.109***	$R_2 \times \ln L_{-1}$	0.581***	$R_3 \times \ln L_{-1}$	0.789***
常数	3.825***	R_2	-2.414***	R_3	-3.985***
Wald 值			9787.10		
R^2			0.9870		
观察值			403		

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表 3 对模型估计结果的分地区整理
(被解释变量为 $\ln L$)

解释变量	东部	中部	西部
$\ln Y$	0.810	0.268	0.088
$\ln L_{-1}$	0.109	0.690	0.898
H	0.024	0.024	-0.002
$\ln r$	0.256	0.090	0.028
$\ln w$	-0.600	-0.201	0.007
短期就业弹性	0.810	0.268	0.088
长期就业弹性	0.909	0.865	0.863
就业调整速度	0.891	0.310	0.102

表4 分地区对就业弹性的估计结果
(被解释变量为 $\ln L$)

解释变量	东部	中部	西部
$\ln Y$	0.815***	0.225***	0.079***
H	0.024***	0.009*	-0.002
$\ln r$	0.255***	0.080**	0.029
$\ln w$	-0.603***	-0.154***	0.012
$\ln L_{-1}$	0.104***	0.739***	0.908***
常数	3.834***	1.039***	-0.205
R ²	0.9562	0.9686	0.9970
Wald	1108.76	3023.78	50053.82
观察值	143	104	156
短期就业弹性	0.815	0.225	0.079
长期就业弹性	0.910	0.862	0.859
就业调整速度	0.896	0.261	0.092

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

分地区估计的结果都表明,东部地区的就业调整速度明显高于中部地区和西部地区,这是造成东部地区短期就业弹性显著高于中、西部地区的重要原因。

一般而言,国有企业的就业调整速度相对慢一些。这主要是因为国有企业录用和解雇工人都要经过严格繁琐的审批程序,这无疑会延长企业调整劳动力投入的时间。新中国成立之初,国家的大型工业企业多建立在中、西部地区,改革开放之后,一部分企业迁往东部地区,无法外迁的企业多为资本规模较大或资源依赖性企业,这些企业拉动就业增长的能力有限。而新投资企业多集中在东部地区,这些企业多为规模较小的私人投资或合资企业,以追求利润最大化为目标,对生产成本进行严格监控和及时调整,就业调整速度较快。1997~2009年,三大区域国有单位就业人员占城镇就业人数的比例都呈现不断下降的趋势,但东部地区国有单位就业人员占城镇就业人员的比例始终低于中、西部地区,且这一比例在区域之间的差距也在不断扩大,这也是造成东部地区就业调整速度高于中、西部地区的原因之一。

合同期限的长短与劳动力的供给状况也是影响就业调整速度的重要因素。东部地区劳动力市场化程度较高,劳动合同平均期限相对较短,劳动力的供求双方在劳动的供给和投入上拥有更多的自由,劳动力要素的投入调整更加灵活,这也造成了东部地区的就业调整速度高于中、西部地区。另外,劳动力供给相对充足的地区,企业能够根据实际的生产需求随时调整劳动力投入,就业调整速度相对较快,反之,劳动力供给相对紧缺的地区就业调整速度则会相对较慢。

2. 劳动的生产效率(Y/L)也是影响就业弹性的重要因素,其他条件相同时,就业弹性与

1. 地区就业调整速度的差异是造成地区短期就业弹性差异的重要原因。根据前面关于实证模型的推导可以看出,短期就业弹性 $\alpha_1 = \delta(\alpha + \beta)$ 。由于 $\alpha + \beta$ 为要素的边际生产力之和(即规模经济状况),一般情况下,企业为了追求利润最大化,会选择在规模收益不变的状态下进行生产,因此, $\alpha + \beta$ 并不会存在明显的地区差异。事实上,从估计的结果也可以看出,短期就业弹性和就业调整速度高度一致,东、中、西部 $\alpha + \beta$ 分别为 1.09、1.16 和 1.17,差异并不大。在这种情况下,就业调整速度 δ 就成为影响短期就业弹性最关键的因素。 δ 越大,就业调整速度越快,短期就业弹性就越高。不管是对全部样本的估计还是

劳动的生产效率同向变动。根据定义,就业弹性 $= \frac{\partial L}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{L} = \frac{1}{w} \cdot \frac{Y}{L}$,其他条件相同的情况下,劳动的生产效率(Y/L)越高,就业弹性也就越高,反之,就业弹性越低。随着劳动力在区域之间流动性的增强,工资的区域差异会逐渐减小,因此劳动的生产效率对就业弹性的影响将会越来越明显。图1给出了不同区域劳动生产效率(Y/L)的变化情况,从中可以看出,东部的劳动效率一直高于中、西部地区。因此可以推定,东部地区较高的就业弹性在很大程度上来自于其较高的劳动生产效率,而西部地区较低的劳动生产效率正是造成其就业弹性较小的主要原因。

劳动生产效率在很大程度上取决于地区的技术水平。在其他条件不变时,技术水平越高,劳动的生产效率也越高。从表1可以看出,东部地区的人力资本水平要高于中、西部地区,较高的人力资本水平使得东部地区具备更高的生产技术和管理水平,同时,企业对新技术的吸收和转化能力及对各种资源的配置能力也会更强,这些都会提高要素的生产效率和配置效率。

3.产业结构和就业结构也是决定短期就业弹性的重要因素。由于非农产业,尤其是第二产业的健康发展能够对就业起到明显的带动作用,第二产业不仅本身具有较大的就业吸纳能力,还能带动其他产业的发展,在更大范围内增加就业需求(赵扬、刘延平,2010)。另外,如果产业之间能够相互支撑、协调发展,使经济进入良性的发展轨道,就能带动就业的快速增长、提高经济增长的短期就业弹性。反之,如果产业之间无法形成相互促进的良好机制,势必降低区域经济增长的速度和就业吸纳能力。图2给出了不同经济区域二、三产业占GDP比重的变化,从中可以看出中、西部地区二、三产业产值在GDP中的比重基本一致,明显低于东部地区。表5的第二、三、四列给出了部分年份东、中、西三大区域第三产业从业人数和第三产业从业人数之比,从表5可以看出,东部地区第二产业和第三产业从业人数大致相当,二、三产业能够协调发展。而

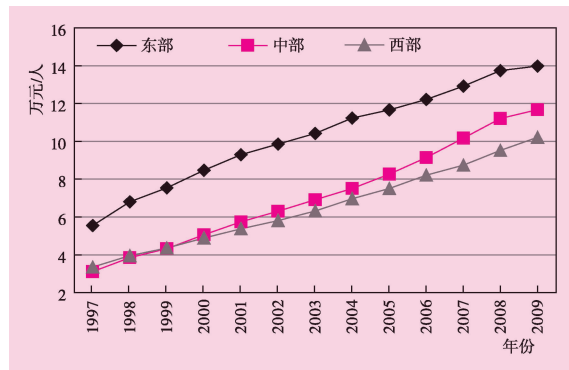


图1 不同经济区域劳动生产效率(Y/L)的变动情况
资料来源:1998~2010年《中国统计年鉴》,中国统计年鉴数据库。

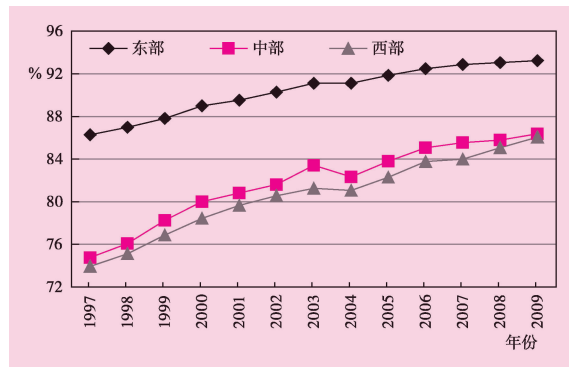


图2 不同经济区域二、三产业产值占GDP比重的变化

资料来源:同图1。

表5 不同经济区域就业结构的变动情况

年份	产业结构			城乡结构(%)		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
1997	0.95	1.25	1.52	31.77	28.58	21.67
2000	1.10	1.48	1.96	28.57	22.61	19.12
2003	1.08	1.46	2.02	30.70	21.80	19.30
2006	1.03	1.32	1.91	34.59	22.67	20.62
2009	1.06	1.22	1.69	38.83	24.18	22.84

资料来源:1997~2010年《中国统计年鉴》,中国统计出版社。

中、西部地区第三产业就业人数明显高于第二产业,这并不能说明中、西部地区的第三产业发展水平较高,只能说明第二产业发展水平过低。中、西部地区的第三产业主要以休闲娱乐、餐饮旅游等生活性服务业为主,这些行业的进入“壁垒”较低,企业规模较小,不仅自身的发展受到约束,也无法对第二产业提供有效的服务和支撑,这也是造成中、西部地区短期就业弹性较低的原因。表5中不同区域城镇就业人数占全部就业人数的比值显示,东部地区城镇就业人员的比例及其上升速度均高于中、西部地区,特别改革开放之后,大量的资本向东部地区集中,生产迅速从城市向周边的乡镇扩散,生产的扩张和城镇化的进程加快,提高了东部地区的就业吸纳能力,吸引了大量的劳动力在本地就业。而西部地区的企业则从“入世”中获益不多,没有获得更多的发展机会,城市发展缓慢,劳动力大量流向东部地区,造成了地区之间城镇就业规模的差距不断扩大,这也是地区之间短期就业弹性存在极大差距的重要原因之一(万广华等,2006)。另外,经济的外向程度也会影响就业弹性。一般来说,经济的外向程度越高,就业弹性相应也就越大(俞会新、薛敬孝,2002;喻美辞,2008)。

4.对其他解释变量系数的说明。东部和中部地区人力资本水平的系数均显著为正,但西部地区这一系数并不显著。这可能是由于西部地区人力资本水平较低,而西部落后的经济发展水平又难以对人力资本的溢出效应进行很好地吸收和转化,技术进步缓慢。还可能是西部地区的技术进步更多为劳动节约型的技术进步,对就业增长的作用不明显。平均工资对东部和中部地区存在显著的负向影响,但对西部地区没有显著影响。对此,本文的解释是:西部地区平均工资水平相对较低,且劳动力市场发育还不够成熟,企业无法根据工资水平的变动对劳动力投入进行适时调整,导致就业对工资变动反应的敏感度较低。利率的变动对东、中部地区的就业变动存在显著的正向影响,而对西部地区的影响并不显著。这主要是因为西部地区国有企业所占比重较大,这些企业往往能够获得国家的优惠贷款,对利率变动的敏感程度较低。

五、结论与政策建议

本文利用1997~2009年的面板数据对中国东、中、西三大经济区域的动态就业弹性进行了估计,主要结论为:东、中、西三大经济区域的短期就业弹性存在较大差异,但地区之间的长期就业弹性差异不大。具体而言,东部地区的短期就业弹性为中部地区的3倍多,为西

部地区 10 倍左右。地区之间的就业调整速度、劳动的平均产出水平(L/Y)、产业结构和就业结构的差异都是影响区域短期就业弹性的重要因素。

虽然中、西部地区的短期就业弹性远远小于东部地区,但经济增长速度的区域差异并不大,特别是 2007 年之后,中、西部地区的经济增长速度甚至超过了东部地区。这似乎给人一种错觉:中、西部地区依靠较少的就业增长就实现了和东部地区相同的经济增长,中、西部地区的劳动生产效率要高于东部地区。事实上,由于西部地区的产出水平较低,只需要较小的产出增加就可以实现较高的经济增长速度,地区之间经济增长速度差异较小并不意味着经济发展水平差异较小。由于劳动的边际产出弹性 α 与就业弹性存在反向变动的关系。中、西部地区较低的短期就业弹性也就意味着其劳动的边际产出弹性较高,即对具体的生产部门而言,中、西部地区 1% 的劳动投入增加所能够带来产出增长幅度也较大。中、西部地区要充分认识到其就业弹性较低和劳动边际产出弹性较高的现实,加大对劳动密集型行业的扶持力度,通过增加就业来提高区域产出水平,而不是试图通过追求较高的经济增长速度来实现就业的增加。另外,中、西部地区应当采取各种有效措施吸引劳动力向本地区的流入,尤其是吸引高素质人才在本地就业,增强本地科技创新的能力和对生产技术吸收转化的能力,提高劳动生产效率,从而提高本地的就业弹性。

中、西部地区较小的短期就业弹性意味着中、西部地区在经济波动中可能会遭受更为强烈和漫长的冲击,当经济处于扩张阶段,总需求增加时,中、西部地区难以在短期内调整要素投入,就业人数无法及时增加,经济增长的目标就存在落空的风险;而当经济处于衰退阶段,中、西部地区又无法适时减少劳动投入,企业的生产成本得不到有效控制,这必然导致企业经营效率的降低,进而约束下一期生产的扩张,如此,地区经济发展之间的差距将逐步扩大。中、西部地区应当对区域内产业结构和行业结构进行调整,改革用人制度,提高就业调整速度,在产业结构和劳动生产效率上向东部看齐,而非单纯地追求经济增长速度与东部地区的趋同。如果中、西部地区的产业结构能够和东部地区进行有效对接,当东部地区经济处于衰退阶段、就业需求减少时,中、西部地区能够对东部地区的失业人口形成有效吸纳,这一方面避免了这些劳动者原有技能和人力资本的损耗,另一方面也提高了中、西部地区的劳动力供给水平和人力资本水平。同时,如果中、西部地区具备了合理的产业结构和良好的产业发展环境,更多的企业会选择在中、西部地区进行生产,通过资本流动的方式扩大中、西部地区的生产规模和就业规模,推动中、西部地区经济的进一步发展。总之,如果区域间的产业结构能够实现有效对接,要素能够在地区之间顺利流动,资源的配置效率将会得到进一步提高,中、西部的一些地区也会逐渐成长为新的生产和就业中心,地区间经济发展水平的巨大差异也将得以消除,各区域能够在一个整合的基础上实现可持续的协调发展。

由于中国目前并不存在劳动力无限供给的条件,因此,讨论经济增长对就业影响时不

仅应从需求的角度进行研究,也应当从供给的角度予以分析。然而,如何将供给和需求结合起来分析就业弹性,至今并没有一套成熟的方案,已有的研究虽然考虑了劳动参与率、劳动者参与劳动的机会成本——农业收入和城市最低生活保障等因素,但实证的结果表明,这些因素并不能对就业产生显著的影响(丁守海,2009)。因此,如何将劳动者的劳动供给意愿以及供给水平引入就业弹性的研究,需要进一步探讨。

参考文献:

1. 蔡昉等(2004):《就业弹性、自然失业和宏观经济政策——为什么经济增长没有带来显性就业?》,《经济研究》,第9期。
2. 丁守海(2009):《中国就业弹性究竟有多大?——兼论金融危机对就业的之后冲击》,《管理世界》,第5期。
3. 杜传忠等(2011):《中国影响就业因素的区域差异分析——基于省级面板数据的实证检验》,《当代财经》,第5期。
4. 何平、蹇金昌(2007):《中国制造业:技术进步与就业增长实证分析》,《统计研究》,第9期。
5. 龚玉泉、袁志刚(2002):《中国经济增长与就业增长的非一致性及其形成机理》,《经济学动态》,第10期。
6. 李红松(2003):《我国经济增长与就业弹性问题研究》,《财经研究》,第4期。
7. 宋小川(2004):《无就业增长与非均衡劳工市场动态学》,《经济研究》,第7期。
8. 万广华等(2006):《作为非正式部门的乡镇企业与就业的关系研究》,《中国人口科学》,第2期。
9. 叶仁荪等(2008):《技术进步的就业效应与技术进步路线的选择——基于1990~2005年中国省际面板数据的分析》,《数量经济技术经济研究》,第3期。
10. 姚战琪、夏杰长(2005):《资本深化、技术进步对中国就业效应的经验分析》,《世界经济》,第1期。
11. 俞会新、薛敬孝(2002):《中国贸易自由化对工业就业的影响》,《世界经济》,第10期。
12. 喻美辞(2008):《工业品贸易对中国工业行业人口就业的影响——基于34个工业行业面板数据的实证分析》,《中国人口科学》,第4期。
13. 张江雪(2005):《中国三大经济地带就业弹性的比较——基于面板数据模型的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,第10期。
14. 张车伟、蔡昉(2002):《就业弹性的变化趋势研究》,《中国工业经济》,第5期。
15. 张车伟、吴要武(2006):《城镇劳动供求形势与趋势分析》,《中国人口科学》,第5期。
16. 张亚斌等(2006):《工资变动影响中国制造业出口部门就业的机理分析》,《中国人口科学》,第5期。
17. 赵扬、刘延平(2010):《中国产业结构与就业结构的关联性分析》,《经济学动态》,第12期。
18. Christopher A Pissarides.(2007),The Impact of TFP Growth on Steady-State Unemployment. *Internatinal Economic Review*. 48:2,607-640.
19. Lai Yew Wah.(1997),Employment Effects of Output and Technological Progress in Malaysian Manufacturing. *Journal of Development Studies*. 33:3,411-420.

(责任编辑:朱犁)