

劳动力流动对中国地区经济增长的影响研究

毕先萍*

摘要: 劳动力的自由流动是资源有效配置、生产率和经济增长的根本保证,在就业保障体系缺失情况下劳动力流动有可能导致就业安全感下降、抑制生产率和经济增长。本文运用 2000 - 2006 年中国 31 个省、市、自治区的数据,估计地区劳动力流动规模,构造相关指标,实证检验劳动力流动对地区经济增长的综合影响。研究显示,劳动力流动对下一期地区经济增长具有正向影响,而对本期经济增长有负向影响,就业保障和劳动力市场紧张度的影响不显著。为此,应在确立适度社会保障体系的前提下促进劳动力全面自由流动,以促进地区经济的可持续发展和社会和谐。

关键词: 劳动力流动 就业保障 地区经济增长

一、引言

主流经济学家普遍认为,劳动力等要素的自由流动是经济资源有效配置、经济增长的基础前提。改革前,除了少数年份外,中国的政策倾向是抑制劳动力流动。例如,城乡分割的户籍制度禁止劳动力在城乡之间自由流动,使得农村大量剩余劳动力处于隐性失业境地;城市内部固定用工制度则是事实上的无条件终身制,这些严重抑制了劳动者的积极性和创造性,束缚了劳动生产率的提高和经济增长。改革开放以来,市场经济体制初步建立,技术进步飞速发展,使得我国劳动力流动性无论在微观、城乡、产业还是所有制层面上,都有了显著提升(“中国城市劳动力流动”课题组,2002)。与发达国家乃至发展中国家不同的是,在我国经济转型过程中,原有的二元经济结构与制度变迁相结合(王西玉等,2000),使得我国劳动力流动呈现以非正规劳动力为主的现象,目前全国农民工总数已达到 2 亿人。

针对劳动力流动的影响,国内外学者做了大量研究工作。例如,劳动力的流动和再配置对劳动生产率增长具有积极作用(Steven Davis,1997)。然而,劳动力流动并非只有积极影响,20 世纪 80 年代以来欧洲各国采取一系列放松劳动力市场管制、促进劳动力流动的政策措施,在降低失业率的同时引发了新的问题——劳动力的就业保障和安全感显著降低(OECD,1997)。Auer 等(2005)以 1992 - 2002 年 13 个欧洲国家的行业数据为对象,检验了代表流动频率的就业期限对劳动生产率的影响,得出一条倒“U”型曲线。Sala-i-Martin (1996)在研究不同经济发展水平下的趋同问题时得出结论,社会保障对经济增长的贡献为正。这促使部分学者提出非正统观点:适度的就业稳定和就业保障有利于增进生产率(Kleinknecht et al.,2006)。

国内研究思路也基本一致。例如,大量实证分析证实,劳动力流动性的提高优化了劳动力配置效率,促进就业和经济增长(世界银行,1997;李小平等,2007;胡鞍钢等,2006),在一定程度上抑制了城乡及地区差距的扩大(李实,1999;王德等,2003),加速城乡二元结构转型(盛来运,2007)等。针对劳动力流动中显现出来的非正规劳动力缺乏就业与社会保障等问题,部分学者提出,在促进劳动力流动进程中,考虑适度的就业稳定和就业保障将有利于增进生产率,促进经济持续增长和社会稳定(陶然,2005;蔡昉等,2006)。然而,在实证层面,尚缺乏针对我国劳动力流动及其就业保障等问题对经济增长影响的系统检验。

为此,本文以 2000 - 2006 年各省为对象,构造劳动力流动、就业保障等相关指标,基于面板数据进行尝试性分析。

* 毕先萍,广西大学商学院,邮政编码:530004,电子信箱:bixp@263.net。

本文是国家自然科学基金青年项目(70503027)的阶段性研究成果。

二、相关机理

关于劳动力流动对经济增长的积极影响与消极影响,经济学、社会学等领域的理论都进行了探讨。

劳动力流动的积极影响主要包括以下几个方面:(1)有利于提升资源配置效率。劳动力的技能或素质具有异质性,在完全竞争市场下,边际收益等于边际成本的原则能够确保其自动流向收益最高的行业或地区,确保社会的人力资源达到优化配置,从而促进整个社会经济的发展。尤其在面临技术进步的情况下,技术进步能够提高部门劳动生产率,并通过影响人均实际收入改变对部门产品的需求,这两种影响对于不同部门而言存在显著差异,导致失业和岗位空缺同时并存。劳动力的自由流动和再配置能够确保实现技术与经济的良性匹配,从而促进经济发展。(2)有利于实现经济结构变迁。费希尔-克拉克假设的基本观点是,一国经济发展水平可以用农业劳动力比重来衡量,结构演进过程必然同时是就业结构变化的过程,实现工业化的过程就是农业劳动力就业比重从高到低的下降过程。这一观点得到了西蒙·库兹涅茨的检验证实。具体到发展中国家,阿瑟·刘易斯(1954)的“劳动无限供给条件下的二元结构模型”指出,对于发展中国家而言,劳动力从生产率和附加值较低的农业部门流向生产率及附加值较高的制造业部门,能够实现从二元经济向一元经济的转变,提高总体生产率,促进经济进入现代经济增长阶段。

另外,在劳动力流动过程中,如果忽视相关就业保障体系的建设,有可能产生消极影响。具体包括:(1)有可能导致劳动者缺乏就业安全感,进而影响效率发挥。社会心理学认为,安全感是人类社会生活最基本的心理需求,是整个社会安定和经济增长的基础。要使广大劳动者在社会生活中获得安全感,最重要的是使广大劳动者有稳定的职业和收入,这客观上要求劳动关系具有稳定性。就业流动会改变劳动力的收入状况,进而带来预期就业损失(或收益)。在劳动力流动过程中,如果劳动力市场紧张度(空缺岗位与失业人数之比)较高、社会失业保障体系不尽健全,有可能给劳动者带来预期就业损失,使其就业保障感下降,并引发劳动者的一系列道德问题和机会主义行为(如工作努力程度下降、出现商业秘密和技术知识的泄漏等),进而带来消极影响(Naastepad et al., 2005)。(2)不利于人力资本投资。人力资本理论(Becker, 1962)将人力资本区分为一般性技能和专用性技能,不论是一般性人力资本投资还是专用性人力资本投资,企业对员工进行人力资本投资的先决条件是雇佣关系的稳定,这能够保障企业有足够的时间来回收投资成本。因此,就业流动性过高会抑制企业和员工的人力资本培训投资水平,影响人力资本素质的提升和经济效率。(3)不利于社会需求的扩大和经济发展。从宏观角度看,劳动力就业保障感的缺失还会抑制其作为消费者的需求和支出水平,根据施穆克勒的需求拉动理论和凡登-卡尔多定律,较低的有效需求对宏观经济产生消极影响,不利于经济增长。

上述两种影响并存意味着,劳动力流动速度并非越快越好,还必须考虑相关的就业保障问题。具体而言,劳动力流动对经济增长的影响要取决于以下几类因素:一是劳动力流动状况 M ,包括流动水平和速度;二是流动前后的收入变化 w ,基于攀比效应的考虑,对于非正规劳动力,还必须考虑其与正规劳动力的收入差距问题;三是就业机会 T ,这取决于劳动力市场的供求态势;四是社会保障水平 P ,尤其是失业保险水平。基于此,将劳动力流动对经济增长的综合影响表示为以下函数形式:

$$G = f(M, W, T, P) \quad (1)$$

三、实证分析

(一) 指标构造

对于这一主题,国外多运用微观企业、行业层面数据进行研究(如就业任职期、周转率、离职率等)。然而,我国相关数据较少且质量不佳,因此本文选择运用 2000 - 2006 年省际数据进行分析。基于公式(1),关键在于估计我国劳动力流动规模。

1. 我国劳动力流动规模的估计

对于劳动力流动的概念,学界看法不一,岗位、职业特征、行业、地域乃至就业状态的改变都可视为劳动力发生流动。对于我国劳动力流动规模的估计,学界同样有不同标准,例如国务院发展研究中心、国家统计局与劳动和社会保障部等将之视为劳动力在城乡之间的迁移,并自 20 世纪 90 年代以来进行了大量调研估计。本文不单纯考察劳动力的城乡迁移问题,而是关注改革开放以来劳动力在城乡、不同所有制间流动,导致的劳动力整体流动性变化及影响。具体而言,基于正规部门和非正规部门就业的区分(胡鞍钢等, 2006),我国全部从业人员可分为四类,农业从业人员、传统正规劳动力(即城镇在岗职工,包括国有、集体和其他从业人员)、新兴正规劳动力(包括联营经济、股份制经济、外商投资经济、港澳台投资经济和其他部门的从业人员)和非正规劳动力(包括城乡的私营经济、个体经济和乡镇企业从业人员)。本文将劳动力流动的统计范围

界定为新兴正规劳动力和非正规劳动力,理由是,在改革以前很少存在这两类劳动力就业现象,它们都是随着我国改革开放才出现并发展起来的,同时这两类劳动力虽然在技能上存在显著差异,但共性是均处在完全竞争劳动力市场上,基本上可被视为完全自由流动。因此,这两类劳动力规模的变化可以从一个侧面反映我国劳动力流动的程度。

由于农业从业人员和传统正规劳动力数据可从历年各地区统计年鉴中查到,则劳动力流动规模等于全部从业人员剔除前两类。由此分别推算出 1980 - 2006 年我国各地区和全国的劳动力流动规模数据。由于统计年鉴数据原因,各地区加总之和不等于全国合计值。表 1 显示 20 世纪 80 年代初期和 90 年代中期,各地区劳动力均出现加速流动态势,进入 21 世纪这一状况有所减缓,2006 年总体达 3.3281 亿人,是 1980 年的 11.9 倍。

表 1		分地区劳动力流动规模(万人)									
	1980 年	1985 年	1990 年	1995 年	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年
北京	40	95	82	124	112	123	144	172	317	367	406
天津		80	92	143	212	222	233	253	272	292	310
河北	69	397	482	825	1 086	1 129	1 183	1 221	1 341	1 449	1 531
山西	92	201	233	325	360	374	389	471	477	506	- 997
内蒙古		29	50	115	244	266	291	299	255	241	283
辽宁	82	214	239	374	780	837	826	835	895	792	936
吉林	12	59	87	178	250	268	301	324	379	457	425
黑龙江			12	142	266	279	299	299	392	506	482
上海	72	156	192	245	432	375	417	460	505	552	650
江苏	190	742	1 600	1 904	1 854	1 970	2 102	2 147	2 231	2 830	2 559
浙江	202	619	720	971	1 358	1 489	1 606	1 720	1 765	1 787	1 864
安徽	32	252	379	759	962	1 026	1 118	1 274	1 447	1 574	1 679
福建	30	169	251	435	566	597	630	678	720	779	
江西	16	186	237	618	808	826	904	1 001	1 048	1 045	1 142
山东	145	503	690	1 459	1 765	1 841	1 993	2 220	2 410	2 913	2 758
河南	89	356	560	880	1 290	1 335	1 430	1 521	1 664	1 842	1 977
湖北	29	239	491	798	1 230	1 274	1 307	1 328	1 345	1 913	1 375
湖南	144	307	431	798	1 015	1 128	1 217	1 353	1 495	1 388	1 601
广东	151	446	704	1 188	1 648	1 747	1 827	2 015	2 247	2 604	2 734
广西	19	92	183	457	713	734	759	789	839	915	971
海南				24	53	60	72	78	87	94	104
重庆		132	181	397	533	571	602	629	638	622	616
四川	123	342	512	939	1 500	1 582	1 669	1 714	1 765	1 879	1 907
贵州	12	114	134	273	283	182	219	285	321	746	680
云南		80	93	181	326	350	376	400	454	752	
西藏		4	6	10	17	21	26	33	37	41	44
陕西	45	150	187	297	475	467	549	596	658	927	731
甘肃	94	161	291	395	409	422	432	443	415	312	
青海		8	16	64	79	73	85	95	103	125	119
宁夏		6	12	24	53	61	66	81	91	97	111
新疆					50	49	68	86	105	147	158
全国	2 795	6 410	8 632	17 571	25 251	25 720	25 709	27 036	29 355	31 363	33 281

资料来源:基于劳动力流动的定义,根据历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和《新中国 55 年统计资料汇编(1949 - 2004)》相关数据计算得出;表中数据未包括我国台湾省。

2. 综合指标及数据来源

指标选择方面,选取非农劳动力生产率增速(可比价) G 反映各地区非农经济增长。 G 用非农产业从业人员劳动生产率表示,为地区生产总值剔除第一产业产值后除以该地区非农产业从业人数。对于自变量选取四类指标:一是劳动力流动状况 M ,具体包括流动劳动力占非农从业人员比重 M_1 、流动劳动力增速 M_2 ;二是流动劳动力与传统正规劳动力收入差距 W ;三是社会保障水平 P ,分别选择社保基金支出(包括失业基本保险、养老基本保险和医疗保险基金三项)占地区国内生产总值(GDP)比重 P_1 、劳动争议案件增幅 P_2 表示;四是劳动力市场供求状况,以劳动力市场紧张度 T (各地区劳动力市场上企业登记招聘人数与登记求职人数之比)表示。

上述指标所需数据均来自 2000 - 2007 年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和《新中国 55 年统计资料汇编(1979 - 2004)》,并经整理而得。其中关键需要估计出 W 。具体思路为,由于地区从业人员包括农业

从业人员、传统正规劳动力(即城镇在岗职工,包括国有、集体和其他从业人员)及流动劳动力三部分,地区人均从业人员收入是农业从业人员、传统正规劳动力及流动劳动力人均收入的加权结果,则流动劳动力人均收入情况可由前三项倒推得出。其中,地区人均收入指标由各地区城镇人均可支配收入和农村人均纯收入依其各自人口所占权重加权计算得出;传统正规就业人员人均收入年增长率数据以其工资收入增长率(即统计年鉴中城镇在岗职工工资数据)代替,理由是工资收入是收入的主体,两者的绝对值虽然不完全对应,但增长态势基本相同。

(二)数据描述

由于《中国劳动统计年鉴》自 1999 年起才系统地记载各地区社保基金数据,本文选择 2000 - 2006 年 31 个省、市、自治区相关数据,有效观测值 199 个。表 2 给出了主要变量的符号和观测值,表 3 给出了基于年份的主要变量的描述性统计。表 3 显示,地区非农劳动生产率 G 总体呈波动中快速增长态势;流动劳动力人均收入增速一直低于传统正规劳动力人均收入增速,虽然这一差距 w 在逐渐缩小,然而从绝对量上看两类劳动力的收入差距是在持续快速扩大;流动劳动力占非农从业人员比重 M_1 在持续增加,然而与 2005 年相比 2006 年增速 M_2 显著下降,导致 M_1 提高态势放缓;从社会保障度指标看,劳动争议案件增幅近年有下降趋势,社保基金支出占地区 GDP 比重则增长缓慢;劳动力市场紧张度 T 持续上升,尤其自 2003 年以来的态势更趋明显,表明整体经济对劳动力需求快速增加,我国劳动力供大于求、就业难现象有了一定改善,这与同期“民工荒”现象的出现及蔓延是基本一致的。

表 2 主要变量符号

变量	非农劳动力 生产率增幅 (G)	流动劳动力和传统正规 劳动力的工资增长差距 (W)	流动劳动力占非 农从业人员比重 (M_1)	流动劳 动力增幅 (M_2)	社会保障基金支 出占 GDP 比重 (P_1)	劳动争议 案件增幅 (P_2)	劳动力市 场紧张度 (T)
观测值	199	199	199	199	199	199	199
地区数	31	31	31	31	31	31	31

表 3 主要变量的描述性统计(2000 - 2006 年)

指标		2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年
G	均值	1.0988	1.1119	1.0689	1.0752	1.0830	1.0480	1.1342
	中位值	1.0943	1.0872	1.0702	1.0759	1.0750	1.0711	1.0985
	标准差	0.0785	0.0888	0.0328	0.0442	0.0624	0.1162	0.1019
W	均值	- 0.2488	- 0.4498	- 0.2349	- 0.0634	- 0.0200	- 0.0485	- 0.0569
	中位值	- 0.1676	- 0.2886	- 0.1798	- 0.0634	- 0.0144	- 0.0574	- 0.0852
	标准差	0.3420	0.6901	0.2364	0.1784	0.1226	0.1525	0.2187
M_1	均值	0.5784	0.5999	0.6236	0.6607	0.6721	0.6812	0.6884
	中位值	0.6263	0.6399	0.6665	0.6901	0.7045	0.7212	0.7340
	标准差	0.1526	0.1608	0.1505	0.1238	0.1248	0.1187	0.1112
M_2	均值	1.0115	0.9988	1.0447	1.0542	1.0554	1.1048	1.0171
	中位值	1.0225	1.0138	1.0392	1.0445	1.0571	1.0619	1.0428
	标准差	0.0673	0.0614	0.0334	0.0446	0.0500	0.1634	0.0803
P_1	均值	0.0320	0.0329	0.0379	0.0381	0.0383	0.0170	0.0414
	中位值	0.0327	0.0318	0.0372	0.0366	0.0354	0.0144	0.0399
	标准差	0.0120	0.0136	0.0121	0.0126	0.0132	0.0073	0.0124
P_2	均值	1.2144	1.4418	1.1764	1.2115	1.2396	1.1299	1.0643
	中位值	1.2354	1.2927	1.1864	1.1729	1.2144	1.1411	1.0733
	标准差	0.2362	0.8409	0.2749	0.2907	0.2451	0.1655	0.1638
T	均值	0.7455	0.7767	0.7803	0.8536	0.9527	1.0009	0.9636
	中位值	0.7996	0.7828	0.8370	0.8407	0.9594	0.9767	0.9583
	标准差	0.2235	0.2073	0.2070	0.2471	0.2215	0.1623	0.1793

(三)实证检验

基本的回归方程可以写为:

$$G_{it} = C + C_1 W_{it} + C_2 M_{1it} + C_3 M_{2it} + C_4 P_{1it} + C_5 P_{2it} + C_6 T_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中各变量符号见表 2, i 、 t 分别代表省份及年份。

考虑到劳动力流动、就业保障和地区经济增长之间可能存在互为因果关系,在原有模型 2 的解释变量中加入因变量 G 和自变量 M 、 P 的一阶滞后项,因此该模型是一个动态面板模型。用滞后一期使用 GMM 方法的动态面板数据模型,一个重要的问题是需要找出相应的工具变量。由于本模型年限仅有 6 年,属于时间较短、截面较多的状况,使用动态面板数据不合适,可能存在估计不出来的问题。为此,为更全面地检验模型,在加入自变量滞后项和没有加入自变量滞后项两种情况下分别运用 OLS(固定效应或随机效应)检验公式,具体结果见表 4。

面板数据的固定效应模型可以设定截面和时间双向固定效应,考虑了不同个体间不同稳态值,也考虑了个体本身稳态值随时间变化而变化的影响。相关文献还认为使用面板数据的固定效应模型另一优点是不需要在模型中再加入其他控制变量,达到以更少的数据得出更多的结果。除面板数据的固定效应模型外,另一个常用的模型是面板数据的随机效应模型。两模型有相似之处,但随机效应模型假定误差项或未观测变量与解释变量不相关,而固定效应模型则允许误差项与解释变量可以存在任意的相关关系(Wooldridge, 2002)。大量研究也表明,在区域经济研究中,检验通常都发现了误差项与解释变量的显著相关关系,因此固定效应模型要优于随机效应模型(陈钊等,2004)。鉴于上述原因,本文选择面板数据的双向固定效应模型进行回归分析,而且本文随后所做的 Hausman χ^2 检验也表明使用固定效应模型是更好的选择。

此外,方程还进行了 D. W. 检验,四个方程的 D. W. 值均稍大于 2,检验不存在影响方程回归结果的自相关问题。表 4 各项回归系数的标准误差和 t 统计量基本正常, R^2 较大,说明不存在多重共线性问题(平狄克等,1999)。上述检验结果也证明了使用最小二乘法是适合的。

表 4 面板数据双向固定效应模型估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
C	2. 0678 *** (0. 0000)	1. 8292 *** (0. 0000)	2. 0564 *** (0. 0000)	1. 8307 *** (0. 0000)
$g(-1)$	- 0. 0486 (0. 1833)	0. 01609 (0. 8607)	- 0. 0460 (0. 2028)	0. 0149 (0. 8710)
W	- 0. 0335 *** (0. 0001)	- 0. 0324 *** (0. 0002)	- 0. 0330 *** (0. 0001)	- 0. 0321 *** (0. 0001)
M_1	- 0. 1730 ** (0. 0392)	- 0. 4250 ** (0. 0021)	- 0. 1657 ** (0. 0439)	- 0. 4247 ** (0. 0022)
$M_1(-1)$		0. 3354 ** (0. 0219)		0. 3381 ** (0. 0186)
M_2	- 0. 7944 *** (0. 0000)	- 0. 7233 *** (0. 0000)	- 0. 7974 *** (0. 0000)	- 0. 7244 *** (0. 0000)
$M_2(-1)$		0. 0417 (0. 6221)		0. 0396 (0. 6398)
P_1	- 0. 1548 (0. 8128)	0. 0193 (0. 9766)		
$P_1(-1)$		0. 0065 (0. 9918)		
P_2			0. 0017 (0. 7740)	0. 0021 (0. 7271)
$P_2(-1)$				0. 0004 (0. 9370)
T	0. 0171 (0. 2541)	0. 0138 (0. 3549)	0. 0178 (0. 2302)	0. 0140 (0. 3484)
R^2	0. 9201	0. 9234	0. 9202	0. 9235
调整 R^2	0. 8941	0. 8957	0. 8942	0. 8958
DW	2. 0509	2. 1332	2. 0557	2. 1348
Hausman 检验	31. 5047 (0. 0000)	46. 7062 (0. 0000)	25. 9324 (0. 0002)	44. 0120 (0. 0000)

注:括号中数值为参数估计值对应的标准误差,***、**分别表示在 1%、5%水平下显著。

分析显示,模型 2 和模型 4 同时加入自变量和因变量的滞后项,分析效果较好。

(1) 流动劳动力与传统正规劳动力工资增长率差距的缩小 W 对地区非农生产率增长具有较显著的促进作用,四个模型中估计值介于 - 0. 16~0. 43 之间,其中模型 2 和模型 4 认为 W 对地区非农生产率增长的影响较强;(2) 劳动力流动指标 M_1 和 M_2 的系数均为负值,显示当期劳动力流动不利于地区非农生产率增长;模型 2 和模型 4 考虑到其各自滞后一期变量后, M_1 和 M_2 依然显示出同样的态势,不过 $M_1(-1)$ 显著为正,表明上一期的劳动力流动比重的提高能够促进当期地区经济增长;(3) 社会保障方面,模型 2 指出 $P_1(-1)$ 和 P_1 的影响为正,即社会保障水平的提升有利于地区经济增长,模型 4 显示上一期劳动争议案件 $P_2(-1)$

增幅的下降有积极影响,但四个模型都显示所有社会保障指标对非农业生产率增长不存在显著影响;(4) 劳动力市场紧张度 T 的作用为正,但不显著。

四、启示及政策建议

上述结果中有三点值得注意:一是当前及前一期劳动力流动水平及其增速对地区经济增长具有截然相反的影响。对此现象需要审慎对待,首先它肯定了所有制改革、二元经济一元化对促进劳动力流动进而带动经济增长的积极影响;同时也表明,由于我国流动劳动力和传统正规劳动力在工资、就业保障方面差异的重要根源是城乡分割户籍制度导致的身份差异,以及传统正规部门的行业管制与垄断(陈钊、陆铭,2008),在未解决这一问题之前,一味提倡劳动力自由流动反而不利于经济增长及和谐社会构建。二是就业保障对地区经济增长没有显著的积极作用。这实际上暗含我国就业保障体系不健全,使其无法正常发挥社会稳定器的作用,就本文所列的两项就业保障指标看,当前社保基金支出的覆盖面多限于传统正规部门,即使是新兴正规部门也未完全普及,更不用说非正规劳动力。三是劳动力市场供求紧张度没有显著积极影响。一般而言,在整体供大于求的状况下,劳动力需求的增加会促进劳动力资源的充分利用和经济增长,上述现实表明可能存在一些问题,例如我国城乡统筹的劳动力市场体系尚未健全,存在城镇正规就业部门和非正规就业部门之间的分隔,就业信息统计系统不健全等,相当多的部门或企业对劳动力的需求信息会通过直接向高校或社会发布途径来进行,而劳动力市场紧张度是各地区劳动力市场上企业登记招聘人数与登记求职人数之比,因此不能完全反映劳动力市场供求态势。

综上所述,本文认为应实现有适度就业保障的劳动力流动,以促进地区经济增长。具体应从两个方面着手:一是进一步深化改革,实现劳动力的自由、公平流动,即一方面改革以户籍制度为核心的城乡分割就业体制,消除双二元市场,引导劳动力自由流动,另一方面改革传统正规部门,消除行政干预、行业垄断及管制等,健全城乡统筹的劳动力市场;同时加快劳动力市场信息体系建设。二是加快健全城乡统筹的社会保障体系建设,深化公共财政体制改革,构建覆盖全社会的保障网,加强劳动者权益保护,为所有劳动力提供必需的社会保障服务。

参考文献:

1. 蔡、白南生:《中国转轨时期劳动力流动》,北京,社会科学文献出版社,2006。
2. 陈钊、陆铭、金煜:《中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算》,载《世界经济》,2004(12),第25~31页。
3. 陈钊、陆铭:《从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》,载《经济研究》,2008(1),第21~32页。
4. 胡鞍钢等:《我国转型期城镇非正规就业与非正规经济(1990-2004)》,载《清华大学学报》(哲学社会科学版),2006(3),第111~119页。
5. 李实:《中国农村劳动力流动与收入增长和分配》,载《中国社会科学》,1999(2),第16~33页。
6. 李小平、陈勇:《劳动力流动、资本转移和生产率增长》,载《统计研究》,2007(7),第22~28页。
7. 盛来运:《农村劳动力流动的经济影响和效果》,载《统计研究》,2007(10),第15~19页。
8. 世界银行:《2020年的中国:新世纪的发展挑战》,北京,中国财政经济出版社,1997。
9. 陶然:《城市化、农地制度与迁移人口社会保障——一个转轨中发展的大国视角与政策选择》,载《经济研究》,2005(12),第45~56页。
10. 王德等:《1985-2000年我国人口迁移对区域经济差异的均衡作用研究》,载《人口与经济》,2003(6),第1~9页。
11. 王西玉等:《中国二元结构下的农村劳动力流动及其政策选择》,载《管理世界》,2000(5),第61~69页。
12. “中国城市劳动力流动”课题组:《中国劳动力市场建设与劳动力流动》,载《管理世界》,2002(3),第74~79、100页。
13. Auer, P. et al., 2005. “Is a Stable Workforce Good for Productivity?” *International Labor Review*, Vol. 144(3), pp. 319 - 343.
14. Becker, G., 1962. “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis.” *Journal of Political Economy*, Vol. 70(5), pp. 9 - 49.
15. Davis, Steven, 1997. “Gross Job Flows,” in Orley C. Ashenfelter and Richard Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*. North Holland, Chapter 41, pp. 2763 - 2766.
16. Kleinknecht, Alfred; Oostendorp, Remco M.; Fradhan, Menno P. and Naastepad, C. W. M., 2006. “Flexible Labor, Firm Performance and the Dutch Job Creation Miracle.” *International Review of Applied Economics*, Vol. 20, No. 2, pp. 171 - 187.
17. Naastepad, C. W. M. and Strom, S., 2005. “The Innovating Firm in a Societal Context: Productivity, Labor Relations and Real Wages,” in R. Verburg; J. R. Ort and W. Dicke, eds., *Management of Technology: An Introduction*. London: Routledge.
18. OECD, 1997. “Is Job Insecurity on the Increase in OECD Countries?” in *OECD Employment Outlook 1997 - Low - Wage Jobs: Stepping Stones to a Better Future or Traps?* OECD Publishing, Paris.
19. Sala-i-Martin, X., 1996. “Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence.” *European Economic Review*, Vol. 40, Issue 6, pp. 1325 - 1352.
20. Wooldridge, J., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

(责任编辑:王红霞)