

基于扩散指数的逐步回归改进 失业预警模型及实证分析^{*}

赵建国 苗 莉

【摘 要】 预警方法及预警数据方面存在的不足一直是制约中国失业预警效果的两个主要因素。针对这一情况,文章一方面利用逐步回归法对基于扩散指数的失业预警模型进行了改进;另一方面推算并完善了相关失业预警数据,从而为失业预警工作的开展奠定了方法和数据的基础。在上述两方面工作的基础上,文章还对中国失业警情进行了实证分析,并就实证结果与其他研究结果的异同及原因进行了剖析。

【关键词】 失业预警 扩散指数 逐步回归

【作 者】 赵建国 东北财经大学公共管理学院副院长、教授;苗 莉 东北财经大学工商管理学院,副教授。

一、引 言

失业预警对于防范和控制失业风险具有重要的现实意义。从国外情况看,失业预警通常是通过引入相关参数变量、建立数学模型的方法模拟计算出相对精确的失业“警戒线”(Andrew, 1990; Goldfarb 等, 1993; Jones, 1995)。就国内情况看,目前中国的失业预警还主要根据经验进行判断,只有个别学者和研究机构进行了定量分析,但由于预警方法及预警数据方面的问题使预警效果并不理想。如冯煜(2001)在选取若干影响失业率的警兆指标后,其利用1978~1997年的相关数据对这些变量进行多元回归分析,然后通过计算失业率的扩散指数来确定失业“警戒线”。王斌会、韩兆洲(2002)也运用扩散指数对广州市失业预警系统进行了研究。该方法的优点在于运用扩散指数来确定失业“警戒线”。但该方法以城镇登记失业率作为参照,而登记失业率并不能反映失业的真实情况,因此其失业预警效果大打折扣。另外,劳动和社会保障部劳动科学研究所(2002)运用卡斯特中心1990~1999年的季度数据和城镇调查失业率数据分别建立了失业率和失业人数回归预测模型。张得志(2007)也运用该方法对上海市2000~2004年18个季度数据进行了实证分析。虽然城镇调查失业以抽样调查为主,可以克服登记失业率存在的一些问题,其结果更接近于实际。但由于该项调查在中国没有单独开展,且调查开始的时间较晚,提供的资料不够充分,调查数据没有完全披露,因此其使用效果受到一定的限制。相对于上述两种方法而言,人口普查中的失业调查所产生的失业率更具有科学性和准确性,相当于真实的失业率。鉴于国内失业预警方法和预警数据方面存在的不足,本文拟通过构建基于扩散指数法的失业预警模型,通过人口普查的数据推算真实失业率,来改进和提高失业预警效果,并在其基础上对中国失业警情进行实证研究。

* 本文为教育部人文社会科学项目“失业监测预警方法研究及其实证分析”(06TA790016)的阶段性成果。

二、基于扩散指数法的失业预警模型

经济发展通常是一个波动发展过程,经济运行过程总是景气与不景气交替进行的。相应的,失业率会随着经济的景气变动而变动。故而,我们可以利用分析经济景气的常用综合指标——扩散指数,来判断失业率的变动。

扩散指数(DI),又叫扩张率。它原指在对各个经济循环波动测定的基础上,将所得到的扩张变量在一定时点上加权的百分比。将每一个时点上的扩张百分比都计算出来,就得到一个扩散指数的动态序列,扩散指数是指全部警兆指标个数中处于上升的警兆指标所占的比重。若以 DI_t 表示在 t 时刻的扩张变量的比率,即扩张指数,则有:

$$DI_t = \sum_{i=1}^K W_i I[X_{it} > X_{i,t-j}] \times 100 \quad (1)$$

若各变量的权数 W_i 相等,则(1)式转化为:

$$\begin{aligned} DI_t &= (1/K) \times I[X_{it} > X_{i,t-j}] \times 100 \\ &= (\text{在 } t \text{ 时刻扩张的变量个数} / \text{变量总数}) \times 100 \end{aligned} \quad (2)$$

在公式(1)和公式(2)中, X_{it} 代表第 i 个变量指标在 t 时刻的波动测定值; W_i 代表对第 i 个变量指标的权数; K 代表变量指标总数; I 是一个示性函数(只取 0, 1 或 0.5), 即:

$$I[X_{it} > X_{i,t-j}] = \begin{cases} 0 & \text{当 } X_{it} < X_{i,t-j} \\ 0.5 & \text{当 } X_{it} = X_{i,t-j} \\ 1 & \text{当 } X_{it} > X_{i,t-j} \end{cases} \quad (3)$$

公式(3)中 j 的确定取决于我们比较的基础,若和前期比较,则 $j=1$;若和前两期比较,则 $j=2$,并依此类推。对于失业率扩散指数,一般常用各变量的平均值进行比较。

由此可见,扩散指数是由许多数列组成的一组数列,主要用来反映一定时间内经济情况的变动趋势和范围。失业率扩散指数就是以一系列反映失业率变动的敏感性指标为警兆,进行综合评价,获得失业警情判断的有效工具。

根据扩散指数法的基本理论,我们从经济增长、经济结构、劳动力供给、劳动力需求等方面对影响失业率的各种因素进行统计分析筛选后,得到以下 14 个反映失业率的主要因素: GDP (X_1); GDP 增长率 (X_2); 人均 GDP (X_3); 第三产业增加值 (X_4); 工业增加值 (X_5); 总人口数 (X_6); 人口自然增长率 (X_7); 经济活动人口 (X_8); 年人均货币工资 (X_9); 全社会固定资产投资 (X_{10}); 财政支出总额 (X_{11}); 抚恤和社会福利支出 (X_{12}); 社会消费品零售总额 (X_{13}); 出口总额 (X_{14})。 Y 为真实失业率。

我们将上述 14 个变量作为解释变量,真实失业率为被解释变量来构建回归分析模型,并进行多元回归分析,回归分析模型如公式(4)所示:

$$\begin{aligned} Y &= C + C_1 X_1 + C_2 X_2 + C_3 X_3 + C_4 X_4 + C_5 X_5 + C_6 X_6 + C_7 X_7 + C_8 X_8 \\ &+ C_9 X_9 + C_{10} X_{10} + C_{11} X_{11} + C_{12} X_{12} + C_{13} X_{13} + C_{14} X_{14} + \mu \end{aligned} \quad (4)$$

尽管已构建起失业预警回归模型,但应用此模型进行实际预警分析还面临一个问题,即如何获得准确可靠的失业率数据。相对于城镇登记和调查失业率而言,人口普查中的失业调查所产生的失业率更具有科学性和准确性。但人口普查 10 年才进行一次,不能满足对失业数据的经常性需要。为了获得城镇真实失业率,需要进行一些技术处理。根据我们的分析,2000 年第五次全国人口普查中各省登记的失业人数与普查失业人数存在显著的线性关系,因此将按照失业人数比

来进行相应调整,以获得各年份的真实失业人数。本文在丁仁船、王大D(2007)研究方法基础上,将城镇人口划分为城镇下岗失业人员、高校毕业生失业人数、城镇外来失业人员和本地失业人口4类,然后逐类将失业人数进行调整合并,以获得真实失业率,1990~2006年的样本数据见表1。

表1 失业预警警兆指标及城镇真实失业率的变动情况

年份	X ₁ (亿元)	X ₂ (%)	X ₃ (元)	X ₄ (亿元)	X ₅ (亿元)	X ₆ (万人)	X ₇ (%)	X ₈ (万人)	X ₉ (元)	X ₁₀ (亿元)	X ₁₁ (亿元)	X ₁₂ (亿元)	X ₁₃ (亿元)	X ₁₄ (亿元)	Y (%)
1990	18667.8	3.8	1644	5888.4	6858.0	125786	14.39	65323	2140	4517	3083.59	55.04	8300.1	2985.8	3.26
1991	21781.5	9.2	1893	7337.1	8087.1	126743	12.98	66091	2340	5594.5	3386.62	67.32	9415.6	3827.1	3.18
1992	26923.5	14.2	2311	9357.4	10284.5	127627	11.6	66782	2711	8080.1	3742.2	66.45	10993.7	4676.3	3.45
1993	35333.9	14.0	2998	11915.7	14188.0	128453	11.45	67468	3371	13072.3	4642.3	75.27	14270.4	5284.8	4.97
1994	48197.9	13.1	4044	16179.8	19480.7	129227	11.21	68135	4538	17042.1	5792.62	95.14	18622.9	10421.8	5.78
1995	60793.7	10.9	5046	19978.5	24950.6	129988	10.55	68855	5500	20019.3	6823.72	115.46	23613.8	12451.8	6.85
1996	71176.6	10.0	5846	23326.2	29447.6	130756	10.42	69665	6210	22913.5	7937.55	182.68	28360.2	12576.4	7.74
1997	78973.0	9.3	6420	26988.1	32921.4	131448	10.06	70800	6470	24941.1	9233.56	328.42	31252.9	15160.7	8.31
1998	84402.3	7.8	6796	30580.5	34018.4	96259	9.14	72087	7479	28406.2	10798.18	595.63	33378.1	15223.6	8.0
1999	89677.1	7.6	7159	33873.4	35861.5	98705	8.18	72791	8346	29854.7	13187.67	1197.44	35647.9	16159.8	8.17
2000	99214.6	8.4	7858	38714.0	40033.6	105851	7.58	73992	9371	32917.7	15886.5	1517.57	39105.7	20634.4	8.27
2001	109655.2	8.3	8622	44361.6	43580.6	114333	6.95	74432	10870	37213.5	18902.58	1987.40	43055.4	22024.4	8.6
2002	120332.7	9.1	9398	49898.9	47431.3	115823	6.45	75360	12422	43499.9	22053.15	2636.22	48135.9	26947.9	9.13
2003	135822.8	10.0	10542	56004.7	54945.5	117171	6.01	76075	14040	55566.6	24649.95	2655.91	52516.3	36287.9	9.05
2004	159878.3	10.1	12336	64561.3	65210.0	118517	5.87	76823	16024	70477.4	28486.89	3116.08	59501.0	49103.3	9.01
2005	183867.9	10.4	14103	73432.9	77230.8	119850	5.89	77877	18364	88773.6	33930.28	3698.86	67176.6	62648.1	8.8
2006	210871.0	11.1	16084	82972.0	91310.9	121121	5.28	78244	21001	109998.2	40422.73	4361.78	76410.0	77594.6	8.81

资料来源:1990~2006年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》。失业率数据在丁仁船、王大D(2007)的研究基础上加以修正计算获得。

表2 针对真实失业率的多元回归分析结果

变量	回归系数	标准误差	t 检验值	零系数概率
C	-65.00482	9.554603	-6.803508	0.0209
X ₁	0.091362	0.012591	7.256045	0.0185
X ₂	-0.088954	0.008619	-10.32078	0.0093
X ₃	-0.892783	0.116490	-7.664062	0.0166
X ₄	0.001029	0.001146	0.898255	0.4638
X ₅	0.005865	0.001044	5.615260	0.0303
X ₆	0.001177	9.96E-05	11.82095	0.0071
X ₇	0.220723	0.057250	3.855425	0.0612
X ₈	-0.001120	6.74E-05	-16.61748	0.0036
X ₉	0.002452	0.000274	8.937191	0.0123
X ₁₀	-0.000146	1.25E-05	-11.68288	0.0072
X ₁₁	-0.003551	0.000376	-9.452252	0.0110
X ₁₂	0.006790	0.000741	9.163520	0.0117
X ₁₃	0.001336	0.000137	9.784313	0.0103
X ₁₄	6.52E-05	3.61E-05	1.803378	0.2131
判定系数 R ²	0.999986	被解释变量均值		7.155294
调整后的判定系数 \bar{R}^2	0.999888	被解释变量方差		2.171921
回归标准差	0.022945	AIC 信息准则		-5.086794
残差平方和	0.001053	SC 信息准则		-4.351605
对数似然估计值	58.23775	F 统计量值		10239.94
D. W. 检验值	3.419418	p 值 (F 统计量的显著性水平)		0.000098

我们运用价格指数排除样本数据的价格因素影响之后,利用 Eviews5.0 计量分析软件对该回归模型做回归分析,获得的回归结果如表2所示。回归分析的结果显示 $R^2 = 0.999986$,说明方程的拟合优度较好;F 统计量 = 10239.94,通过了 F 检验,说明方程的显著性较好;DW 值 = 3.419418,未通过 DW 检验,说明方程存在序列相关;变量的显著性并不好,有多个经济变量的 t 检验值未通过检验,说明变量之间存在较严重的共线性。序列相关和严重的多重共线性,将使得回归模型无法进行准确的失业预警,因此需要对其加以修正和改进。

三、失业预警模型的逐步回归改进及其实证分析

鉴于逐步回归方法在解决变量多重共线性方面所具有的优势,我们将采取逐步回归法来剔除存在共线性的变量,并对失业预警模型进行改进。逐步回归法的基本思路是:将变量逐个引入模型,引入变量的条件是偏回归平方和经检验是显著的,同时每引入一个新变量后,对已选入的变量要进行逐个检验,将不显著变量剔除,这样可以保证最后所得的变量子集中的所有变量都是显著的。这样经若干步以后得到“最优”变量子集。

使用逐步回归法时每一步只有一个单独的回归因子引进或从当前的回归模型中剔除。根据逐步回归求解方法,先确定两个 F 值,记做 F_{in} 和 F_{out} ,在每一步,一个回归因子,比如说 X_i ,如果剔除它可能引起 RSS 的增加不超过残差均方 MSE (即 $ESS/(N-k)$) 的 F_{out} 倍,则将它剔除;这就是在当前的回归模型中,用来检验 $t_i = 0$ 的 F 比是小于或等于 F_{out} 。

若剔除的变量需要选择,则选择使 RSS 增加最少的那一个(或等价的选择 F 比最小的)。用这种方式如果没有变量被剔除,则选定一个回归因子,比如 X_i ,如果引进它后使 RSS 的缩小,至少是残差均方的 F_{in} 倍,则将它引进。即若在当前模型加 X_i 项后,为了检验 $t_j = 0$ 的 F 比, $F > F_{in}$ 时,则引进 X_j ,其次,若引进的变量需要选择 F 比最大的,程序则开始拟合,然后就引进一个回归因子,当没有回归因子能够引进模型时,该过程停止。

逐步回归方法的主要优点在于能够从大量相关变量中挑选出对被解释变量有显著影响的部分变量,并建立“最优”回归模型。但同时,该方法也存在一定的局限性。第一个局限是预先假定有单一的最优 X 变量子集,但通常并没有唯一的最优子集;另一个局限是当 X 变量高度相关时,有时会得到不合理的“最优”子集。为了弥补逐步回归方法的不足,可以采取向后剔除法来改进寻找“最优”自变量子集的自动搜索过程。向后剔除法,它从包括所有 X 变量的模型开始,挑出 F 值最小的那个变量,然后拟合剩余的 $p-2$ 个自变量的模型,挑选下一个待剔除自变量。重复这种过程,直至没有自变量可以被剔除。由于向后剔除法是从最大可能模型开始进行筛选的,所以其计算量较大。

基于上述逐步回归法的基本原理,我们运用向后剔除法来剔除存在共线性的多余变量。向后剔除法从计算含有全部解释变量的模型的统计量开始,然后变量一个接一个地从模型中剔除,直到留在模型中的所有变量产生的 F 统计量的显著水平达到 $slstay$ 的默认值。在每一步,删除对模型贡献最小的变量。经过逐步回归法分析,逐步剔除了显著水平较低的 9 个变量,最后剩下 5 个符合要求的变量。这样,经过逐步回归分析法改进后的回归分析模型为:

$$Y = C + C_1 X_5 + C_2 X_6 + C_3 X_7 + C_4 X_9 + C_5 X_{14} + \mu \quad (5)$$

基于新的回归模型获得的回归分析结果如表 3 所示。

回归分析的结果显示 $R^2 =$

表 3 针对真实失业率的逐步回归分析结果

变 量	回归系数	标准误差	t 检验值	零系数概率
C	-56.35273	12.36319	-4.558107	0.0008
X_5	0.001984	0.000318	6.238247	0.0001
X_6	0.000414	0.000101	4.088841	0.0018
X_7	0.458559	0.135853	3.375398	0.0062
X_9	0.001929	0.000519	3.713760	0.0034
X_{14}	-0.000537	9.11E-05	-5.888424	0.0001
判定系数 R^2	0.996025	被解释变量均值		7.155294
调整后的判定系数 \bar{R}^2	0.994218	被解释变量方差		2.171921
回归标准差	0.165145	AIC 信息准则		-0.493424
残差平方和	0.300001	SC 信息准则		-0.199348
对数似然估计值	10.19410	F 统计量值		551.2877
D.W. 检验值	2.418135	p 值(F 统计量的显著性水平)		0.000000

0.996025,说明方程的拟合优度较好;F统计量=551.2877,通过了F检验,说明方程的显著性较好;变量的显著性非常好,全部变量的t检验值均通过了检验。由于DW检验存在较大的局限性,为了进一步检验方程是否存在序列相关性,我们采用了LM检验法,检验结果是:F统计量为0.602641,p值为0.568040;观测值数量 $\times R^2$ 为2.007763,p值为0.366454。由于p值较大,明显大于5%,因此接受不存在序列相关的原假设。

为了进一步验证回归方程是否存在异方差,我们对其进行了White检验,检验结果是:F统计量为0.715519,p值为0.695313;观测值数量 $\times R^2$ 为9.246405,p值为0.508890。由于显著水平明显大于5%,所以接受不存在异方差的原假设。

综上所述,我们认为上述5个变量可以综合反映出失业率的变动情况。故而可以将它们作为警兆指标。

为了得出失业率扩散指数,需要根据公式(3)计算出5个警兆指标的平均数,并对每个时点的警兆进行赋值,然后根据公式(2)计算出失业率扩散指数。通过DELPHI法对失业率扩散指数的设置规定为:当 $0 < DI < 0.5$ 时,表示多数警兆指标都处于宽松状态,属于无警情。当 $0.5 < DI < 0.7$ 时,表示有半数以上的警兆指标处于紧张状态,属于轻度警情。当 $0.7 < DI < 0.9$ 时,表示有多半以上的警兆指标处于紧张状态,属于中度警情。当 $0.9 < DI < 1$ 时,表示绝大多数或所有的警兆指标都处于紧张状态,属于重度警情。

在上述工作的基础上,根据改进后的回归分析模型,我们计算并得出了1990~2006年间失业率扩散指数波动情况(见图)。

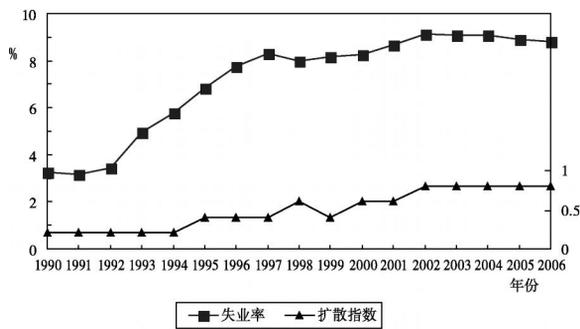


图 失业率扩散指数波动图

注:为方便比较,我们将失业率波动曲线与失业率扩散指数波动曲线放置在同一张图内,左侧的纵轴代表根据人口普查推算的真实失业率及其波动范围(0~10%),右侧的纵轴代表失业率扩散指数及波动范围(0~1)。

从图中我们可以看出,失业率扩散指数的变动呈曲折上升的态势,与城镇真实失业率的变动基本一致。1990~1994年,失业率在6%以下,扩散指数为0.2左右,属于无警情的安全阶段,且与失业率的变动趋势相一致。1995年以后,城镇真实失业率上升到6%以上,2002年达到最高水平(9.15%),之后小幅回落,2006年为8.81%。而扩散指数1995~1997年保持在0.4左右,属于无警但比较接近轻警的状态;1998年扩散指数达到0.6,进入轻警状态;1999年有所回落,降到0.4,2000年和2001年扩散指数又上升到0.6,处于轻警状态;之后,警情逐步加重,2002~2006年始终保持在0.8的高位水平,处于中

度警戒区。扩散指数的变化趋势说明中国从1995年开始失业情况逐渐加重,且到2002年之后,失业警情进入较为严重的状态,需要我们高度警惕。

本文的实证结果与一些学者的研究结论存在一定分歧。例如,根据杨宜勇(2000)的研究结果,目前中国失业状况仅略高于安全线,处于轻度警戒区。而本文的研究结果则显示:中国的失业形势自1998年后一直十分严峻,2002年以后扩散失业预警指数一直处于中度警戒区。之所以出现这种分歧,主要是由于杨宜勇(2000)采用的是基于城镇登记和调查失业率的单一指标分析,由于中国失业统计数据的欠缺和失真,导致单一指标的预警分析难以反映真实警情。

本文的实证结果也验证并扩展了某些学者的研究结论。如劳动和社会保障部劳动科学研究所(2002)曾对2002年度的真实失业率进行了推算,并依据设定的“警戒线”和推算失业率进行了相关预警分析,其结论与本文的研究结果基本一致,即认为2002年度的失业状况处于中度警戒区。由于本文推算出了1990~2006年17年间的真实失业率数据和扩散失业预警指数,因此,更全面地显示了中国失业警情的演变情况。

四、小 结

要提高中国失业预警的实际效果,科学的预警方法和准确完备的预警数据是最为重要的基础和前提。本文的主要贡献在于:(1)以1990和2000年两次人口普查为基础,推算了真实的失业率,从而避免依据城镇登记失业率和城镇调查失业率进行预警在数据方面的局限性所引发的问题。(2)构建了基于扩散指数法的失业预警模型,以一系列反映失业率变动的敏感性经济变量指标为警兆,进行失业警情的综合评价。由于这种综合性失业预警指标具有较高的可靠性和权威性,从而避免了用单一指标判断失业警情所带来的局限。(3)通过逐步回归法对基于扩散指数的失业预警模型加以改进完善,排除了存在多重共线性的多余变量,确定了主要影响变量,通过White检验和LM检验消除了回归方程的异方差性和序列相关性,从而使得失业预警模型更加科学,大大提高了失业预警效果。

不过,本研究也存在一些有待改进的地方。一是本研究所采用的数据为年度数据,如果能够获得相应的季度或月度数据,则预警效果将更为理想和准确。二是虽然扩散指数在反映变动趋势方面有一定的优势,但其反映的失业信息不够精确,如果能够获得更多结构性的数据和信息,构建基于综合指数的预警模型将是一个更为精确且有效的预警方法。

参考文献:

1. 丁仁船、王大D(2007):《1990年以来中国城镇真实失业率有多高》,《市场与人口分析》,第6期。
2. 冯煜(2001):《中国失业预警线探索》,《山西财经大学学报》,第4期。
3. 劳动和社会保障部劳动科学研究所课题组(2002):《我国失业预警系统与就业对策研究》,《经济研究参考》,第34期。
4. 王斌会、韩兆洲(2002):《广州市失业预警系统研究》,《统计与预测》,第5期。
5. 杨宜勇(2000):《就业理论与失业治理》,中国经济出版社。
6. 张得志(2007):《中国经济高速增长过程中的劳动就业及其失业预警研究》,复旦大学博士学位论文。
7. 国家统计局:《中国统计年鉴》(1990~2006),中国统计出版社,相应各年。
8. 国家统计局人口和就业统计司、劳动和社会保障部规划财务司:《中国劳动统计年鉴》(1990~2006),中国统计出版社,相应各年。
9. Goldfarb, R. S., Adams, A. V. (1993), *Designing a System of Labor Market Statistics and Information*. World Bank Discussion Papers, Washington, D. C., No. 205.
10. Harvey, Andrew (1990), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press.
11. Jones, S., Riddell, W. C. (1995), The Measurement of Labor Force Dynamic with Longitudinal Data: The Labour Market Activity Survey Filter. *Journal of Labor Economics*. Vol. 13, No. 2 (Apr. 1995).

(责任编辑:朱萍)

of long-term growth in the past 50 years. Human health and schooling level as two forms of human capital have independent effects for long-term economic growth.

Improved-through-stepwise-regression & Diffusion-index-based Model of Unemployment Warning and Its Application

Zhao Jianguo Miao Li ·52 ·

The lack of scientific warning methods and precise data of unemployment are the two main constrains to China's unemployment warning. To improve unemployment warning, in the paper, a diffusion-index-based early-warning model is established and improved through stepwise regression method, and the warning data is estimated and getting completed. On the basis of these two works, an empirical study is done to analyze the real situation of unemployment in China. The similarities and differences between this approach and other studies are explained at the end.

Empirical Study on the Relationships between Public Infrastructure Investment and Small Town Population's Non-Agriculturalization

Xie Changqing Qian Wenrong Zhai Yinli ·58 ·

Based on 1995-2006 panel data, the essay analyses the relations between public infrastructure investment and small town population's non-agriculturalization at the national level and the three economic regions, and estimates the contribution of public infrastructure investment to non-agriculturalization. The findings show that in terms of both national aggregation and town average, the contribution of public investment to increase of non-agricultural population in the central region was higher than that in the eastern region and western region. The contribution flexibility at the national level was less than that of town average, but both were decreasing. The authors suggest that in order to increase input efficiency and speed-up population's non-agriculturalization, public infrastructure investment should focus on the central region, and the western region may strengthen public infrastructure investment efficiency by expanding the scale of small towns.

An Analysis on the Effects of Household Endowments on the Emigration of Rural Labor

Yang Yunyan Shi Zhilei ·66 ·

Based on 3145 farmers of 58 villages drawn from Hubei and Henan provinces, this paper analyzes that the impact of farmer's household endowments such as physical capital, social capital and human capital on their members' migration decision with OLS regression model. The results indicate that farmer's endowments variables are very important in explaining labor mobility and migration: farmers in families with abundant human capital and social capital are more likely to migrate; richer or poorer farmers are more likely to migrate than the normal; those in families with non-agricultural experiences have more opportunities to engage in non-agricultural employment.

The Congreged Economy and Paradox of Population Floating: The Case of Zhejiang Province

Cao Rongqing ·73 ·

Due to different population gathering capacities of administrative regions' economy and economic regions' economy, there exists a time-lagging effect of natural layout and economic layout concerning population distribution among the 11 prefecture-level cities in Zhejiang Province. This paper examines "Floating Population Paradox", the contradiction between reality and theoretical inferring, and argues that highly developed local economics have a huge gathering effect on population distribution in the economic development of Zhejiang Province.

A Review on the Development of Floating Population Management Pattern: A Case of Shenzhen

Fu Chonghui ·81 ·

Focusing on the transition process of policies about floating population management in Shenzhen, this paper describes the development of floating population management pattern, summarizes and evaluates three patterns in different periods and the evolution of relevant policies. Several basic problems faced by current floating population management has been pointed out, and macroscopic thoughts and prospects about resolving floating population problems are presented.

Comparing Several International Popular Methods for Estimating the Return to Education

Yang Juan ·87 ·

The research on the return to education has developed for almost half a century, while the accuracy and efficiency of various estimating methods are always argued by scholars. Through analyzing several international popular estimating methods on the return to education and comparing their advantages, this paper concludes that the traditional OLS estimating methods is reliable and easy to operate for estimating the return to education and suggests that selecting estimate method should consider the features of data set.