

乡镇企业税收负担、利润水平与农民非农就业

——基于协整分析方法

孙 健¹, 张春海¹, 李 鹏²

(1. 对外经济贸易大学 保险学院, 北京 100029; 2. 青岛市地税局 黄岛分局, 山东 青岛 255666)

[摘 要]利用 1978 年至 2009 年的乡镇企业有关数据,采用协整检验方法、误差修正模型和 Granger 因果关系检验方法,对乡镇企业税收负担、利润水平与农民非农就业三者之间的相互关系进行实证研究,结果表明:三者之间存在显著的长期均衡关系;安置就业和税收负担在短期内影响企业盈利情况;安置就业与企业盈利在长期内互为 Granger 因果关系。因此,国家应综合采取税收优惠、金融支持与政府培训等政策,以提高乡镇企业盈利水平和扩大农民非农就业。

[关键词]农民非农就业;税收负担;盈利水平;协整分析;乡镇企业;农村剩余劳动力转移

[中图分类号]F279.243 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2012)04-0038-09

改革开放 30 年来,作为我国中小企业中坚力量的乡镇企业,经历了曲折坎坷的发展道路。即便如此,乡镇企业在自身规模发展和促进经济建设等方面仍取得了显著成果,但其最主要贡献在于就近安置农村剩余劳动力,实现了剩余劳动力向非农部门的迁移就业。

本文将农民就业主要分为农业就业和非农就业。农业就业是指在农村从事农业(包括农林牧渔业)生产,而非农就业则指农村剩余劳动力向非农部门(第二产业或第三产业)迁移就业,此为狭义概念,不包括城市就业。本文的研究范畴为“乡镇企业”,抛开城市就业的农民非农就业部分,乡镇企业在吸纳非农就业方面占有举足轻重的地位,是吸纳非农就业的主要渠道。以 2009 年为例,全国 2003 个县级市、县和自治县共有乡镇企业 2711 万个,乡镇企业安置非农就业共 15558 万人,占全国就业总数的 19.95%,占乡村全部就业(含第一产业)的 32.69%,当年乡镇企业新增非农就业 361 万人,占全国新增就业人数的 73.67%^①。可见,乡镇企业在吸纳非农就业方面占有绝对比重。因此,分析乡镇企业的就业水平对于解决农转非问题,具有一定研究意义。本文以乡镇企业为视角,试图研究农民非农就业、企业税负和利润水平三者之间的关系^②。

一、文献综述

乡镇企业农民就业状况是否与税收政策有关,税收优惠政策能否影响就业安置,企业盈利是否会

[收稿日期]2012-03-20

[基金项目]国家自然科学基金项目(71173038);教育部人文社科规划基金项目(10YJA790164);对外经济贸易大学研究生科研创新基金重点项目(A20110109)

[作者简介]孙健(1959—),男,山东高密人,对外经济贸易大学保险学院副院长,教授,博士生导师,主要研究方向为人力资源与社会保障;张春海(1986—),男,山东青州人,对外经济贸易大学保险学院博士生,主要研究方向为人力资本、风险管理;李鹏(1968—),男,福建福州人,青岛市地方税务局黄岛分局纪委书记,博士,主要研究方向为农业经济管理、税制理论。

^①数据来源于 2010 年《中国统计年鉴》。

^②考虑到数据的可得性,本文使用乡镇企业就业人数作为乡镇企业吸纳农民非农就业水平的替代变量。

扩大投资增加农民就业,这些是国内外学者普遍关注的课题。综合现有国内外文献看,国外相关研究起步较早,但由于国外没有单独安置农民的乡镇企业,其研究视角均为广义上的就业和税收政策,如 Schultz 于 1961 年较早提出“税法对人力投资到处充满着歧视”^[1]。这之后的研究主要集中在通过税收优惠帮助企业盈利、刺激企业投资以安置更多就业方面。Easson 和 Zolt 提出政策制定者可以通过向高失业地区的投资提供税收刺激,或者将税收刺激直接与就业挂钩,如将创造指定数额的新工作岗位作为享受税收优惠期和其他优惠的条件^[2];Steuben 的观点是,税制应该引导投资,鼓励增长、竞争和就业,如果税率过高导致企业没有合理的税后利润,那么这种税制就不会引导投资^[3];Mclure 同样认为采用税收政策来鼓励提供就业机会不失为一种较好的路径^[4];Owens 及 Van Oers 则进一步提出了具体建议,即通过以税制增加工作报酬的方法、利用附有就业条件的税收抵免或福利金优惠措施来促进农民就业的增长。如果措施不力,农民会被迫选择“用脚投票”,即通过跨地区流动寻找非农产业就业机会^[5-6]。以上观点表明,西方学者充分认识到良好的税制对于引导投资和安置就业有着积极的不可替代的重要作用,但国外学者对农民非农就业与企业税负之间关系的研究较少。

国内的研究起步相对较晚,主要集中在三个方面。一是对安置就业与税收政策的理论研究。如蔡昉、刘炳杰、刘广洋以及付伯颖等人,均是从理论层面阐述农民迁移和促进宏观就业的税收政策体系构建,没有考虑农民非农就业的特殊情况^[7-10]。二是对税收收入与农民迁移的实证研究。陈本燕通过建立投资、税收与农民迁移增长模型,论证了城乡人口增减对税收规模总量的影响^[11];王春雷采取回归模型实证分析就业弹性变化趋势并提出相应税收政策^[12];王娜和夏杰长则论证了税收对劳动供给的影响^[13]。这些研究同样也没有涉及农民非农就业问题。三是对农民非农就业与税收政策关系的理论研究。这方面研究成果较少,目前检索到的仅有李鹏的文献,他对我国乡镇企业安置非农就业及相关税收优惠政策进行了评析,但是他没有对税收与就业之间关系进行实证研究^[14]。

综上所述,目前国内外的研究均没有涉及税收政策与非农就业之间的相互关系。本文利用 1978 年至 2009 年的乡镇企业有关数据,采用协整检验、误差修正模型和 Granger 因果关系检验等方法,试图对乡镇企业税收负担、利润水平与农民非农就业三者之间的相互关系进行动态分析,以从中发现规律并提出政策建议。

二、指标选取与数据说明

从国内外研究文献可以看出,安置非农就业不仅是一个社会问题,更是一个经济问题。通过国家经济税收政策的调控,以减税让利方式可以有效地刺激企业安置就业。但是,企业盈利情况对安置农民就业也有很大影响,一个盈利很少甚至长期亏损的企业是不会雇佣很多员工的。由于影响乡镇企业安置非农就业的因素有很多,本文主要选取农民非农就业水平、乡镇企业税收负担和盈利水平三个变量。其中,以乡镇企业就业人数代表乡镇企业所吸纳的农民非农就业水平,即 JY;以乡镇企业税收收入代表税收负担,即 SS;企业盈利情况则用乡镇企业利润总额来表示,即 LR。三个变量的关系如图 1 所示。

为消除数据中存在的异方差和时间序列波动性,分别对三个变量取自然对数,表示为 $LNJY$ 、 $LNSS$ 和 $LNLR$ 。本文所用研究数据资料均来自于《新中国农业 60 年统计资料》、《中国统计年鉴》(相关年份)和《中国税务年鉴》(相关年份),样本区间为 1978 年至 2009 年。

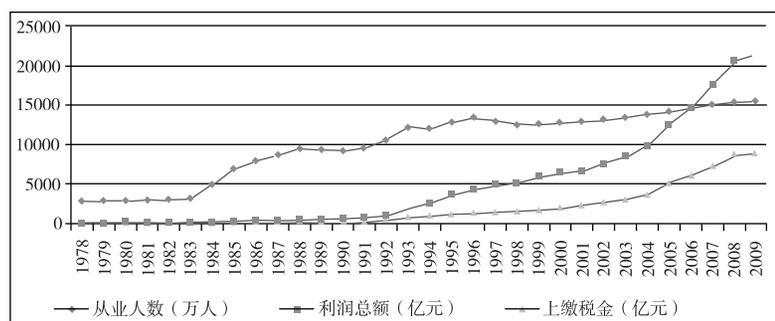


图 1 1978—2009 年全国乡镇企业就业、税收和利润情况时序图

1978 年到 2009 年,我国乡镇

企业从 152.42 万户增长到 2732.6 万户,增长了 17.9 倍;安置非农就业从 2826.55 万人到 15558 万人,增长 5.5 倍;乡镇企业增加值从 209.38 亿元增长到 86733.45 亿元,增长 414.24 倍;乡镇企业税收收入从 21.96 亿元增长到 8854.62 亿元,增长了 403.21 倍;乡镇企业利润总额从 95.34 亿元增长到 21706.32 亿元,增长 227.67 倍。仅从增幅上看,企业增加值和税收增长基本同步,均在 400 倍左右。可见我国乡镇企业发展较快,为国家和地方经济发展做出了积极贡献,但是自身盈利水平增长幅度相对较小,安置农民非农就业增长幅度更小,且趋于平缓。

从图 1 可以看出,乡镇企业税收和利润发展曲线非常接近,存在一定相关性。为消除三个变量的异方差,本文对乡镇企业就业人数、税收收入和利润总额进行对数处理后再进行一阶差分处理。

三、实证分析

在宏观经济学中,Engle-Granger 协整分析理论已成为经济和社会分析的重要计量工具,该理论为在两个或多个非平稳变量之间寻找平衡关系,以及用存在协整关系的变量建立误差修正模型奠定了理论基础^[15]。本文主要采用协整分析、误差修正、格兰杰因果检验和 VAR 动态计量模型,对农民非农就业与税收负担、盈利水平之间关系进行实证检验和分析。

(一) ADF 单位根检验

在时间序列分析中,如果时间序列的均值随着时间的延续而变化,那么该序列就是非平稳的时间序列,因此应对所研究的相关数据进行单位根检验。Dickey 和 Fuller 提出在一阶自回归基础上的 DF 检验需考虑三个随机过程^[16]:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

$$y_t = \rho y_{t-1} + a + \mu_t \quad (2)$$

$$y_t = \rho y_{t-1} + a + t\delta + \mu_t \quad (3)$$

其中, ρ 是有理数, a 是常数项, $t\delta$ 是时间趋势项, μ_t 是白噪声。若 $|\rho| < 1$,则序列 y_t 是平稳的;若 $|\rho| = 1$,则序列 y_t 是非平稳的;而当 $|\rho| > 1$,序列 y_t 是强非平稳的。因此,检验 y_t 平稳性就是检验 $|\rho|$ 是否严格小于 1。

表 1 LNJV、LNSS、LNLRL 和 DLNJV、DLNSS、DLNLR 单位根的 ADF 检验表

变量	检验类型 (C,T,K)	ADF 检验值	Prob. 概率值	各显著性水平下的临界值			检验结果
				1% (99% 置信 水平下)	5% (95% 置信 水平下)	10% (90% 置信 水平下)	
LNJV _t	(C,T,1)	-1.8056	0.6759	-4.3098	-3.5742	-3.2217	不平稳
LNSS _t	(C,T,1)	-2.5375	0.3092	-4.3098	-3.5742	-3.2217	不平稳
LNLRL _t	(C,T,1)	-2.2339	0.4544	-4.3098	-3.5742	-3.2217	不平稳
DLNJV _t	(C,0,1)	-2.9822	0.0485	-3.6793	-2.9678	-2.6230	平稳
DLNSS _t	(C,0,1)	-3.4738	0.0162	-3.6793	-2.9678	-2.6230	平稳
DLNLR _t	(C,0,1)	-3.3996	0.0193	-3.6793	-2.9678	-2.6230	平稳

注:表中的 D 表示一阶差分;检验形式(C,T,K)中的 C、T 和 K 分别表示单位根检验方程包括常数项、时间趋势项和滞后阶数;0 是指检验方程不包括常数项或线性时间趋势项。

(二) Johansen 协整检验

前文已经确立了 LNJV、LNSS 和 LNLRL 的单整阶数,为对这三个变量的长期动态均衡关系进行研究,笔者对变量时间序列进行 Johansen 极大似然法协整性检验,结果如表 2 所示。

表 2 LNJV、LNSS 和 LNLRL 的 Johansen 协整检验结果表

原假设	特征值	迹统计量	5% 临界值	P 值
不存在协整方程	0.5693	32.4025	29.7971	0.0245
至多存在 1 个协整方程	0.2682	8.8199	15.4947	0.3823
至多存在 2 个协整方程	0.0027	0.0767	3.8415	0.7818

注:秩检验说明有一个协整方程,并在 5% 的显著水平上拒绝原假设。

由表2可以得出,迹检验和极大特征值检验方法均表明在5%的显著水平上存在一个协整方程,即 $LNJY_t$ 、 $LNSS_t$ 、 $LNLR_t$ 之间有着某种长期均衡关系。以 $LNJY_t$ 为因变量, $LNSS_t$ 、 $LNLR_t$ 为自变量做回归,得到如下长期均衡方程:

$$LNJY = 0.3550 * LNSS + 0.1396 * LNLR + [A(1) = 0.9935] \quad (4)$$

(2.5792) (1.0141) (193.0855)

模型的 $R^2 = 0.989$, $R_{adj}^2 = 0.9807$, $DW = 0.119$ 。

可见, $LNJY_t$ 、 $LNSS_t$ 、 $LNLR_t$ 之间存在方程(4)所描述的长期均衡关系,而且方程中的解释变量解释了 $LNJY_t$ 变化的98.9%。从长期均衡方程可知, $LNSS_t$ 每增加1个单位, $LNJY_t$ 增加0.3550个单位; $LNLR_t$ 每增加1个单位, $LNJY_t$ 增加0.1396个单位。相对于乡镇企业利润,企业的上缴税收对非农就业的影响较大,因此通过税收政策的调整来影响非农就业的效果将会较为明显。

(三) Granger 因果关系检验

根据上述协整检验结果, $LNJY_t$ 、 $LNSS_t$ 、 $LNLR_t$ 之间存在长期的均衡关系,但这三个变量之间是否存在因果关系,即能否利用各个变量发挥作用的时间差和滞后效应,并根据变量各自的前期指标在解释影响对方指标中的显著程度来判断相互的依赖性,还需进一步验证。由于Granger因果关系检验对滞后的阶数非常敏感,而我国乡镇企业又是比较特殊的企业类型,其员工身兼工人和农民双重身份,自身素质和工作技能参差不齐,导致其非农就业安置期、投资回报期和税收效应显现期都比其他企业要长。因此,本文采用依次滞后多阶的方法,观察结果是否具有同一性。因果关系模型中的滞后期数分别取1至9(因样本量少,从滞后9期开始,Granger因果检验不再执行)。 $LNJY_t$ 、 $LNSS_t$ 、 $LNLR_t$ 之间的Granger因果关系的检验结果见表3。

表3 $LNJY$ 、 $LNSS$ 和 $LNLR$ 的 Granger 因果关系检验结果表

滞后阶数	因果关系假定	F 统计量	P 值	结论
1	LNLR 不是 LNJY 的 Granger 原因	0.7473	0.3949	接受
	LNJY 不是 LNLR 的 Granger 原因	4.1363	0.0519	拒绝
	LNLR 不是 LNSS 的 Granger 原因	1.5814	0.2193	接受
	LNSS 不是 LNLR 的 Granger 原因	7.1817	0.0124	拒绝
5	LNLR 不是 LNSS 的 Granger 原因	2.3785	0.0887	拒绝
	LNSS 不是 LNLR 的 Granger 原因	1.4046	0.2783	接受
7	LNLR 不是 LNSS 的 Granger 原因	2.7394	0.0806	拒绝
	LNSS 不是 LNLR 的 Granger 原因	2.3424	0.1168	接受
9	LNLR 不是 LNJY 的 Granger 原因	53.4421	0.0037	拒绝
	LNJY 不是 LNLR 的 Granger 原因	17.1340	0.0197	拒绝

表3列出了从滞后1期到滞后9期所有Granger因果关系检验中含有显著项的结果。从这些检验结果不难推断,非农就业水平、企业利润和企业税收总额之间存在着单向和双向因果关系。滞后1期时非农就业水平和企业税收总额是直接影响企业利润的Granger原因,分别具有94.81%和98.76%的解释能力;滞后5期和7期的企业利润是影响企业税收总额增减的Granger原因,均具有91%以上的解释能力;滞后9期时,非农就业水平和企业利润互为Granger因果关系,都具有98%以上的解释能力。因此,我们可以利用这三个变量发挥作用的时间差和滞后效应,来判断各自变量的前期指标对解释影响其他指标显著程度的依赖性。

(四) VECM 误差修正模型

为进一步确定变量之间具体的关系,根据协整理论可知,一旦短期波动偏离长期均衡,误差修正

机制的存在能够纠正这种偏差。本文建立反映 $LNJY_t$ 、 $LNSS_t$ 和 $LNLr_t$ 之间短期动态均衡关系的误差修正模型如下：

$$\begin{bmatrix} DLNjY_t \\ DLNSS_t \\ DLNLR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0366 \\ 0.1475 \\ -0.1048 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.5125 & 0.3430 & 0.3256 \\ 0.0436 & 0.2872 & 0.2614 \\ -0.0963 & -0.1074 & 0.0230 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DLNjY_{t-1} \\ DLNSS_{t-1} \\ DLNLR_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.1585 \\ -0.1532 \\ 0.1246 \end{bmatrix} ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中误差修正模型项为

$$ecm_{t-1} = LNjY_t - 0.3434LNSS_t + 0.1266LNLr_t - 7.8517 \quad (6)$$

三者的短期动态均衡关系是：(1) 以 $DLNjY_t$ 为因变量时，上一期 $DLNjY_t$ 每变动 1，即期 $DLNjY_t$ 将扩张 0.5125， $DLNSS_t$ 每变动 1， $DLNjY_t$ 将扩张 0.3430， $DLNLR_t$ 每变动 1， $DLNjY_t$ 将扩张 0.3256；(2) 以 $DLNSS_t$ 为因变量时，上一期 $DLNjY_t$ 的 1 个变动对即期 $DLNSS_t$ 的影响是扩张 0.0436， $DLNSS_t$ 每变动 1 对 $DLNSS_t$ 影响是扩张 0.2872，而 $DLNLR_t$ 每变动 1，则 $DLNSS_t$ 扩张 0.2614；(3) 以 $DLNLR_t$ 为因变量时， $DLNLR_t$ 和 $DLNSS_t$ 上一期变动对 $DLNLR_t$ 皆为收敛效应，分别为 0.0963 和 0.1074， $DLNLR_t$ 对自身的修正为扩张 0.0230。仅从就业长期均衡趋势偏离的收敛机制来看，可以知道：(1) 当 $LNjY_t - 0.3434LNSS_t + 0.1266LNLr_t - 7.8517 > 0$ 时， ecm_{t-1} 对 $LNjY_t$ 增长起收敛作用；(2) 当 $LNjY_t - 0.3434LNSS_t + 0.1266LNLr_t - 7.8517 < 0$ 时， ecm_{t-1} 对 $LNjY_t$ 增长起扩张作用。由于 ecm_{t-1} 的系数为 -0.1585 ，说明长期均衡趋势误差校正项对 $LNjY_t$ 增长的调整幅度为 15.85%，相应的 $LNjY$ 、 $LNSS$ 和 $LNLr$ 的残差图见图 2。其他两个方程收敛机制作用解释略。

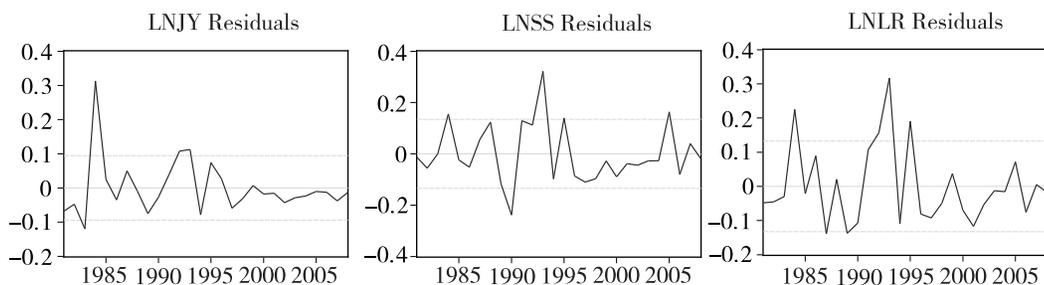


图 2 LNjY、LNSS 和 LNLr 的残差图

图 3 对 ECM 模型进行了分析，零线均线代表了变量之间的长期均衡稳定关系。1984 年左右的误差修正项绝对值比较大，表明该时期短期波动偏离长期均衡关系比较大，随后误差修正项的数值比较小，表明这些时期短期波动偏离长期均衡关系的幅度比较小。误差修正模型表明，非农就业水平、企业税收总额、企业利润三者之间的某一变量在初期偏离了与其他变量之间的长期均衡水平，但能在短时期内迅速调整到均衡状态，显示出较好的整体数据效果。

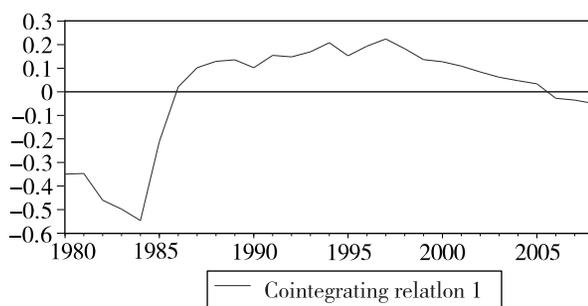


图 3 ECM 模型的协整关系图

(五) 向量自回归分析

向量自回归分析是以任一变量为因变量时，来自变量本身和其他变量滞后值的一个标准差的随机扰动项所产生的影响和路径，本文主要是运用脉冲响应函数和预测方差模型进行分析。图 4 中脉冲响应函数曲线的横轴代表响应函数的追踪期数，纵轴代表因变量对解释变量的响应程度，响应函数

的追踪期数设定为 10 年。

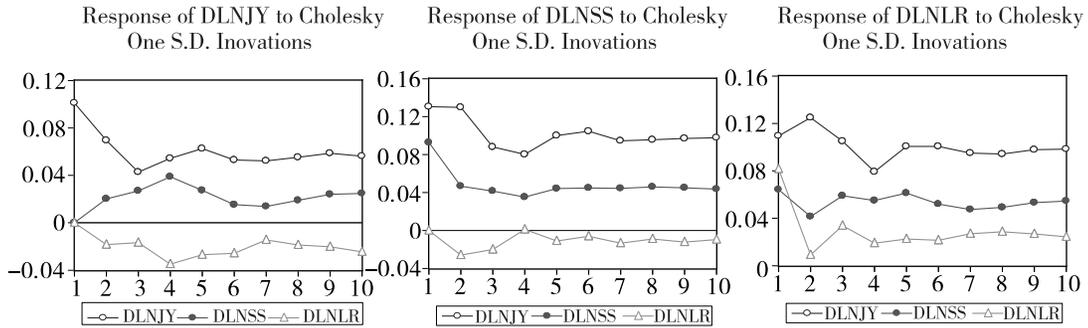


图 4 DLNJY、DLNSS 和 DLNLR 对于 1 个标准差冲击的响应

从图 4 中我们可以得到以下三个发现。

1. 以 *DLNJY* 为因变量时,来自 *DLNJY* 本身和 *DLNSS*、*DLNLR* 的滞后值的 1 个标准差的随机扰动项所产生的影响和路径为:(1)就业人数对其自身标准差新息的正向响应比较强,虽然前 5 年处于波动状态,但从第 6 年开始具有较为稳定的持续性,在后期还表现出了一定的稳定性趋势,表明安置就业与其滞后值具有较强的关联度;(2)就业人数对税收收入的响应为日趋稳定的正向联系;(3)就业人数对利润总额的扰动始终是反向响应,其中第 4 年的反向影响最强。

2. 以 *DLNSS* 为因变量时,来自 *DLNSS* 本身和 *DLNJY*、*DLNLR* 的滞后值的 1 个标准差的随机扰动项所产生的影响和路径为:(1)乡镇企业税收对自身的响应在前期有明显下降,但长期看呈现较强并保持稳定的正向响应,这说明当前的税收水平与其滞后值也有较强和稳定的关联关系;(2)税收收入对就业水平的响应,虽然前期和中期有不稳定的起伏影响,但总体是较强的正向影响;(3)税收收入对利润总额新息扰动的响应呈先强后弱的反向影响,其中第 2 年的反向影响最强。

3. 以 *DLNLR* 为因变量时,来自 *DLNLR* 本身和 *DLNJY*、*DLNSS* 的滞后值的 1 个标准差的随机扰动项所产生的影响和路径为:(1)利润总额对自身扰动响应为正向响应,表明乡镇企业盈利水平只对其自身滞后值的新息冲击具有先强再弱逐渐趋于平稳的较弱关联关系;(2)乡镇企业利润总额对就业水平的响应经过前 5 年波动后趋于稳定,而且就业人数对利润总额的影响始终很大;(3)利润总额对税收收入基本处于稳定的正向相应,显示税收收入与利润总额之间存在着紧密的联系。

根据图 4 得出的分析结论与前述协整分析和因果关系检验的结论基本一致。

为了解各新息对模型内生变量的相对重要性,笔者对各个变量的预测方差进行了分解,以区分冲击在 *DLNJY*、*DLNSS* 和 *DLNLR* 动态变化中的相对重要性,结果如图 5 所示。

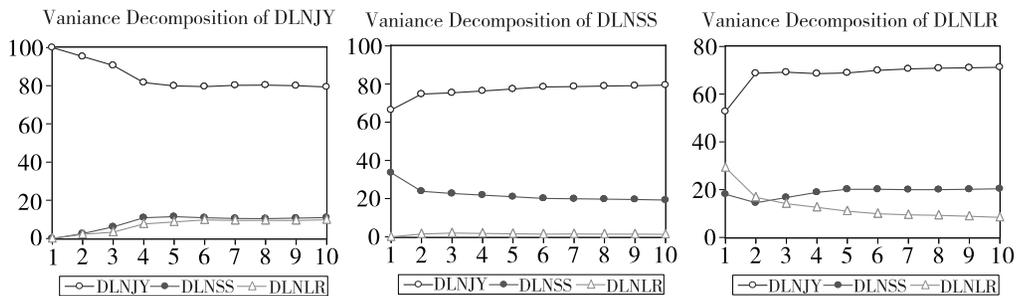


图 5 DLNJY、DLNSS 和 DLNLR 预测方差的分解图

从图 5 我们可以得到以下三个结论。

1. 在乡镇企业就业的预测方差中,就业人数第 1 年对自身的贡献率全部来源于它自身,随着滞后期的延长,来源于税收和利润扰动的影响逐渐加大,但乡镇企业就业人数对自身始终保持非常高的贡献率;企业税收收入对就业人数的贡献率由开始的 0 逐渐增大至第 4 年的 11%,之后便基本保持

这一比重,这表明乡镇企业税收对就业人数的贡献整体处于较低的水平;乡镇企业利润贡献情况与税收收入贡献率几乎一致,但利润贡献率略低于税收贡献率。

2. 在乡镇企业税收收入的预测方差中,就业人数对税收收入的贡献率呈逐年缓慢提高趋势;税收收入对自身的贡献率先是34%,接着逐渐减小至20%,表明乡镇企业税收收入对自身的贡献率逐年降低;利润总额对税收收入的贡献率始终非常低。

3. 在乡镇企业利润总额的预测方差中,就业人数对利润总额的贡献率在第2年提升后基本保持稳定,表明乡镇企业就业人数对利润总额经过1年大幅上调后缓慢提高贡献比重;税收收入对利润总额的贡献率经过第2年的短暂下调后趋于稳定;利润总额对自身的贡献率整体呈逐渐降低趋势。

前述方程中所估计的系数大部分在统计上是显著的,而且整体检验结果拟合度较高,因此,乡镇企业安置农民非农就业、税收负担和盈利水平之间存在较强相关关系。

四、主要结论与政策建议

(一) 主要结论

本文利用1978年至2009年的乡镇企业有关数据,采用协整检验、误差修正模型和Granger因果关系检验等方法,对乡镇企业税收负担、利润水平与农民非农就业三者之间的相互关系进行了实证研究,得出以下结论。

1. 非平稳序列LNJY、LNSS和LNLR经过一阶差分后平稳,均为一阶单整,而且三者之间的线性组合平稳且存在协整关系,表明乡镇企业安置农民就业与税收负担和盈利水平之间存在长期稳定的影响。税收收入的对数值每增加1个单位,农民非农就业对数值相应增加0.3550个单位,安置就业速度明显偏低;利润总额的对数值每增加1个单位,农民非农就业对数值增长0.1396个单位,对安置就业影响更低。上述结论证明乡镇企业安置就业的速度明显低于其税收收入增长和利润总额的增长速度。

2. 从误差修正模型来看,三者的短期动态均衡关系表明,前一年乡镇企业安置就业人数对当年就业人数的影响较大,而税收收入短期变动的的影响程度与长期影响程度基本相似,说明税收收入对非农就业的影响相对稳定,但利润总额短期变动对安置就业的影响要比长期变动的的影响大,即乡镇企业的利润水平状况很快就反映到非农就业安置上。乡镇企业安置就业人数与其长期均衡值产生的差距中有大约15.85%可在下一年得到纠正或清除,短期调整到长期均衡的周期大约为6年。

3. 从变量之间因果关系看,乡镇企业在创办初期(1至2年时间内),安置就业和上缴税金都直接影响企业盈利水平,从中期开始,企业盈利情况反映到税收收入上,而安置非农就业与乡镇企业经营成果之间双向关系直到第9年才显现,这也说明我国乡镇企业安置农民就业后,为企业带来稳定的相关收益有一个很长的时滞过程。这一结论与有关学者的研究结论基本一致,如宋永春认为,我国全部乡镇企业的平均寿命不足3年,乡镇企业的发展能力很脆弱^[17]。

4. 向量自回归模型分析表明,我国乡镇企业就业人数与税收收入和利润总额中任一因素的变化,都会引起自身和其他因素的正向或反向变化,且均对自身影响显著。就业人数对自身影响最大,税收收入较低,利润总额最低;税收收入的变化对就业人数影响小但有波动,对利润总额影响略大并趋于平稳;利润总额的变化对安置就业和税收收入都呈反向影响;安置就业的变化对税收收入和利润总额影响都是前5年强度和幅度较大,中后期均趋于平稳。从贡献率看,税收收入对安置就业的贡献较低且保持稳定,对利润总额的贡献率要高一些且比较稳定;利润总额对就业人数的贡献率较低但比较稳定,表明乡镇企业盈利后,并没有安置更多的非农就业;利润总额对税收收入的贡献率最低,接近于0;安置就业人数对税收收入和利润总额的贡献率均很高。可见,从长期看,农民的非农就业既给国家带来税收,也给企业带来财富。

（二）政策建议

为缓解日益严峻的就业形势,我国未来实现非农就业的重心依然是加强中小城镇建设,依托乡镇企业解决非农就业。按照微观经济学的基础理论,如果一个企业长期没有利润,那么该企业既不会继续经营下去,更不会考虑安置就业问题。我国农民无论是在知识结构、工作经验还是基本技能上,都无法与曾有过在岗经历的城市失业人员相比,乡镇企业安置非农就业要比城市企业安置下岗职工困难得多,要付出更大的培训成本和时间支出,从而导致利润回报不仅周期长而且也低得多。为延长乡镇企业生存周期,政府需要在税收、金融和培训等方面提供支持和帮助。

首先,政府要制定短期和长期相结合的税收优惠政策。从本文结论看,乡镇企业创办后一至两年时间是关乎乡镇企业存亡的关键期,有些企业即使度过这一时期也会面临长期微利的局面,这就需要政府针对不同的企业情况制定短期和长期相结合的减税让利优惠政策,帮助乡镇企业走出困境。例如,对投资较大、经营期较长(如10年以上)的乡镇企业应给予所得税政策上的支持。具体操作上,可由企业申请并经税务机关批准,从开始获利年度起,对新投资县域城市公路、水利、电站等基础设施开发经营的企业,以及从事制造业、交通运输业、农林牧渔业等的生产性企业,第1年至第5年免征企业所得税,第6年至第10年减征企业所得税;对从事批发零售业、住宿餐饮业和社会服务业等行业,投资超过一定数额的乡镇企业,第1年免征企业所得税,第2年和第3年减征企业所得税。优惠期满后纳税仍有困难的,经批准可在一定期限内继续给予适当减免税照顾。同时,对乡镇企业发生的农民工培训费用,可按实际发生额在计算应纳税所得额时予以扣除。

其次,政府应对安置非农就业制定专项税收优惠政策。从本文结论还可以看出,乡镇企业盈利增加未必会增加就业,因此,税收优惠政策应与安置农民就业数量“挂钩”,即根据乡镇企业安置农民就业的多少来确定税收优惠期限或优惠程度。具体措施为,只要乡镇企业与非农就业的农民签订1年以上期限劳动合同,并经当地劳动保障部门认定和税务机关审核,就可以区分不同情况对该乡镇企业给予税收减免优惠。如,对现有的服务型乡镇企业(国家限制的行业除外)新增加的岗位,当年新招用农民达到职工总数30%以上,在5年内根据招用人数按年度应缴所得税额的一定比例减征企业所得税;对新开办的服务型乡镇企业(国家限制的行业除外)达到前述条件的,5年内免征企业应缴纳的营业税、城市维护建设税、教育费附加和企业所得税。此外,对劳动就业服务企业中的加工型乡镇企业和乡镇中具有加工性质的小型实体,每吸纳1名农民,每年可享受企业所得税一定数额税收扣减优惠,当年不足扣减的,可结转至下一年继续扣减,但结转期不能超过两年^[18]。

再次,政府要营造有利于乡镇企业可持续发展的融资环境。除了上述对乡镇企业给予相关税收减免优惠外,还需要地方政府从融资环节上对乡镇企业给予支持,帮助其延长存续周期。近年来,农村经济高速发展与农村金融体系相对薄弱的矛盾已成为制约我国解决“三农”问题的“瓶颈”,乡镇企业作为各类企业中的“弱势群体”,在资本积累、创业项目、员工素质、经营规模和投资收益等方面都无法与城市企业相比,因此,社会对其投资意愿明显不足。为鼓励乡镇企业创业和发展,必须大力完善农村金融服务体系,为乡镇经济提供充足信贷支持。我国正在进行的新一轮农村金融体系改革已经取得一定的阶段性成果,但相对于我国众多的乡镇企业,改革进程还应进一步加快,特别要充分发挥小额贷款的作用,对鼓励类投资项目,各级金融机构应适当放宽贷款条件,积极对乡镇企业进行信贷上的扶持。

最后,加强培训,提高农民素质,以适应非农就业要求。为减轻乡镇企业创立初期的培训成本负担,可由各级地方政府承担起培训职责,通过加强对农民就业前的基本技能培训,提高其适应新就业环境的能力,使其尽快地融入非农产业部门。具体措施有:一是建立培训机构,在各级乡镇建立专门培训机构,根据当地产业和企业特点进行有针对性的就业咨询和培训;二是丰富培训内容,近年来,很多农民已具备一定的初级知识储备,可对这些农民进行生产技能、企业文化、人际沟通、劳动保护等方面的培训;三是强化培训保障,政府应加大投入,各部门通力协作,严格落实培训补贴政策,降低农民

工参加职业技能培训的支付压力,对初次参加培训的农民可一律免除培训费用^[19-20]。

参考文献:

- [1]Schultz T W. Investment in human capital[J]. American Economic Review,1961,51:13.
- [2]Easson A, Zolt E M. Tax Incentives [R/OL]. [2010-12-02]. [http://www1.worldbank.Org/publicsec-tor/tax/AprilMay2003Seminar/EassonZoltPaper.pdf](http://www1.worldbank.org/publicsec-tor/tax/AprilMay2003Seminar/EassonZoltPaper.pdf).
- [3]Steuben N L. Fundamental aspects of a good tax system[J]. Tax Notes International,2000,21:10.
- [4]Mclure C E. Tax holidays and investment incentives; a comparative analysis[J]. Bulletin for International Fiscal Documentation,1999,53:326-339.
- [5]Owens J. Tax reform for the 21st century[J]. Tax Notes International,1997,17:583-595.
- [6]Van Oers F, De Mooij R. Earned income tax credit[R]. CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, In CPB Report 1998/4, Netherlands.
- [7]蔡昉. 刘易斯转折点——中国经济发展新阶段[M]. 北京:社会科学文献出版社,2008.
- [8]刘炳杰. 对人口趋势与税收增长的战略思考[J]. 税务研究,1996(5):20.
- [9]刘广洋. 论税收对就业的影响[J]. 税务研究,2003(1):24.
- [10]付伯颖. 促进就业的财政政策研究[D]. 东北财经大学,2007:23-232.
- [11]陈本燕. 影响我国税收高速增长的实证分析[J]. 决策咨询通讯,2008(1):32-35.
- [12]王春雷. 促进扩大就业税收政策的路径选择——基于就业弹性方面的考察[J]. 财经问题研究,2007(1):73-80.
- [13]王娜,夏杰长. 税收对城镇居民劳动供给影响的实证分析[J]. 经济与管理,2006(9):5.
- [14]李鹏. 促进我国城乡就业统筹发展的税收政策[J]. 税务研究,2010(6):14-18.
- [15]徐永林,王严华. 上证国债指数与回购市场利率的协整分析[J]. 审计与经济研究,2007(6):77-80.
- [16]Dickey A D, Fuller W A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root[J]. Econometreca, 1981,149:1057-1072.
- [17]宋永春. 筹融资问题——制约乡镇企业可持续成长的瓶颈要素[J]. 乡镇经济,2005(12):23-26.
- [18]吴言林,程丽丽. 市场发育、农民经济理性与农村经济发展[J]. 审计与经济研究,2010(6):99-104.
- [19]李鹏. 我国乡镇企业吸纳农民非农就业税制研究[D]. 中国海洋大学,2011:67-125.
- [20]李鹏,孙健,常璟. 应对农民非农就业问题的税收政策研究——基于山东省部分农村地区问卷调查[J]. 税务研究,2011(5):71-76.

[责任编辑:杨凤春]

Township Enterprises' Tax Burden, Profitability and Non-agricultural Employment: A Cointegration Analysis

SUN Jian, ZHANG Chun-hai, LI Peng

Abstract: The paper selects rural enterprises data from 1978 to 2009 and uses cointegration test, error correction model and Granger causality test to study the relationship among the township enterprises' tax burden, profitability and non-agricultural employment. The results show that there is significant long-term equilibrium relationship among the three factors; job placement and tax burden have a short-term impact on profitability; job placement and profitability have a mutual Granger causality in a long term. Therefore, government should adopt comprehensive tax incentives, financial support and government training policy to improve rural enterprises profitability and expand non-agricultural employment.

Key Words: non-agricultural employment of farmers; tax burden; profitability; cointegration analysis; township enterprises; the transfer of countryside surplus labor