

公路基础设施的就业效应实证分析

——基于省际动态面板模型

郑振雄

(厦门大学 宏观经济研究中心, 福建 厦门 361005)

摘要: 本文通过省际动态面板数据实证研究表明, 公路基础设施短期扩张, 即期就业效应很小, 长期均衡就业弹性较大。这意味着宏观经济政策应当考虑转向以就业为主要目标, 同时配合经济结构调整、劳动力市场化、区域平衡发展等政策, 从而促进就业。

关键词: 公路基础设施; 就业效应; 动态面板模型; 系统 GMM 估计

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2011) 02-0028-05

Empirical Studies on the Employment Effects of Highway Infrastructure: Based on the Provincial Dynamic Panel Model

ZHENG Zhen-xiong

(Center for Macroeconomic Research, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: With provincial dynamic panel data analysis, it shows that, though a larger long-run equilibrium employment elasticity, temporal employment effect of highway infrastructure expansion is slight. This means that macroeconomic policy should focus on employment, such as economic restructuring, building efficient labor market, adopting policy to balance the development of region, to boost employment.

Keywords: highway infrastructure; employment effects; dynamic panel data; system-GMM

我国还是一个发展中国家, 交通基础设施密度仍然属于相对不足的阶段。我国积极的财政政策引起的交通基础设施建设扩张, 其就业效应到底如何? 目前国内学术界对这个问题, 尚未作出令人满意的回答。因此, 我们以省际公路密度为核心解释变量, 考察公路基础设施扩张的就业效应。

一、模型设定

公路基础设施具有生产性, 微观上减少企业经营成本, 提高投资回报, 从而可能带动就业需求; 另外, 求职者由于交通便利, 更容易接近工作岗位, 从而增加就业供给。而宏观上, 从短期角度看,

收稿日期: 2010-07-30; 修订日期: 2011-01-13

作者简介: 郑振雄 (1981-), 福建莆田人, 厦门大学宏观经济研究中心博士研究生, 研究方向为宏观经济。

公路基础设施建设带动总需求，增加相关产业的就业；从长期角度看，则能改善生产能力、提高产出水平，从而增加就业需求。交通基础设施改善，可以加快人力资源流动，提高劳动参与率，增加就业供给。微观与宏观两层面合力，进一步影响总体就业的均衡水平。本研究参照吉瓦坦库帕森 (Jiwattanakulpaisarn) 的做法，在就业均衡方程中引入公路基础设施变量，考察其对就业均衡的影响^[1]。

$$E = f(\text{highway } Z) \quad (1)$$

其中，*highway* 是公路基础设施；*Z* 是一组控制变量。采用常用的对数形式：

$$\ln E_{it} = \alpha + \beta \ln \text{highway}_{it} + \gamma \ln Z_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， μ_i 、 τ_t 分别代表地区效应和时间效应； ε_{it} 是 i. i. d 的误差项； Z_{it} 代表一组影响就业均衡的控制变量。式 (2) 表明公路基础设施存量调整对就业具有即期影响，换句话说，在一年内就业可以调整到均衡水平。但是，事实上就业调整存在诸多的影响因素，如摩擦性、结构性和周期性失业。同时，公路基础设施也存在着从建设到投入使用的时滞。另外，企业调整就业具有成本，企业投资的区位调整同样具有成本。宏观上资源流动也可能存在阻力，信息不完全也会造成调整时滞，从而就业不会即期实现均衡。因此，需要对公路基础设施建设以及其产生效应的滞后性进行更合理的设定。考虑到以上这些因素，引进滞后项得到式 (3)。

$$\ln E_{it} = \alpha + \delta \ln E_{it-1} + \beta_0 \ln \text{highway}_{it} + \beta_1 \ln \text{highway}_{it-1} + \gamma \ln Z_{it} + \theta \ln Z_{it-1} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， E_{it} 为即期的均衡就业变量； highway_{it} 为即期的公路基础设施变量； Z_{it} 为即期的相关控制变量组合； E_{it-1} 为滞后一期的均衡就业变量； highway_{it-1} 为滞后一期的公路基础设施变量； Z_{it-1} 为滞后一期的相关控制变量组合。当然，动态效应可能并不局限于滞后一期，可以是更多期的调整时滞，那么模型设定以此类推。显然，式 (3) 中 β_0 是即期就业弹性， $(\beta_0 + \beta_1) / (1 - \delta)$ 是长期均衡就业弹性。

二、数据说明

1. 被解释变量

考察公路基础设施的就业效应，应首先会考虑其减少失业的作用。但是，现有统计数据中，城镇登记失业率并不是失业率的很好表征；考虑到数据的可得性与可靠性，所以选取其他就业指标。我国正处在二元经济结构向一元经济转换时期，非农产业效率高于农业，伴随着经济增长，劳动力从农业部门向非农部门转移。因此，理论上公路基础设施建设可以促进劳动力从农业部门转移出来。本文选取分地区第二产业就业人数 (*secondary*)、第三产业就业人数 (*tertiary*)，以及第二产业和第三产业就业人数之和 (*sete*) 作为被解释变量，分别考察公路基础设施建设对第二产业就业、第三产业就业以及非农产业总就业的带动效应。数据由中经网数据库获得，序列从 1997 ~ 2008 年。由于 2006 年调整统计口径，其中缺省的数据由各省统计局网站提供的年鉴数据补充。

2. 核心解释变量

理论上应当把交通基础设施存量设置为模型核心解释变量，但是由于分地区铁路营业里程有限，铁路营业里程一般不超过公路里程的 5%，而内河航道里程代表财政基础设施建设投入意义有限，因此，仅选取省际公路里程作为交通基础设施指标。事实上，我国公路总里程、高速公路总里程的扩张与国家财政基本建设支出的增长，总体是显著相关的。特别是 1998 年以来，相关序列的趋势相当接近。而高速公路里程包含在公路里程之内，因此，选取公路里程作为交通基础设施的表征是可行的。为了使分地区数据可比较，将公路里程除以各地区的国土面积，从而以公路里程密度 (*highway*) 作为核心指标。相关数据由中经网数据库获得，序列由 1997 ~ 2008 年，包含了 1998 年以来的两个财政扩张周期。

3. 控制变量

诸多因素从需求和供给两方面影响就业均衡。控制变量组合 *Z*，包含如下变量：①人力资本

(*human*)。经济增长需要人力资本的匹配,因此,理论上,人力资本积累有效地增加了就业供给,提高劳动力与产业的匹配程度。由于卫生、健康数据比较难以获得,从而以各地区人口平均受教育年限来衡量人力资本存量。按常用的加权方法计算,得到平均受教育年限,序列长度从1997~2008年。

②产业结构(*primary*)。我国属于典型的二元经济结构,还未实现经济一元化,因此,农业劳动力是“蓄水池”。第一产业产值提高,伴随农业生产效率的提升,剩余劳动力就会转移出来,增加劳动供给。因此,选取各地区第一产业产值^①,作为控制变量,并运用消费者价格指数进行平减,得到以1997年为基期的可比数据。

③市场化程度(*market*)。我国正处在市场化进程中,要素市场的发育程度,可以影响到就业供给与需求。本文以樊纲等人计算的市场化指数作为控制变量^[2]。序列长度从1997~2007年,并按趋势外推到2008年。

④开放度(*imex*)。各地区开放度的差异,同样会影响到就业。本文以进出口总额占GDP比重来衡量开放度。数据采用美元对人民币平均汇率换算成人民币指标,并以消费者价格指数进行平减,以1997年为基期换算成可比数据。

⑤区域因素(中部*CR*、西部*WR*)。我国经济纵深广阔,存在着比较大的产业梯度,不同区域公路基础设施的就业效应会有差异。因此,以东部为基准,设置中部、西部虚拟变量。由于数据缺失,暂不考虑西藏地区,从而30个地区1997~2008年,包含360个观察值。

三、估计结果

为了准确有效地估计模型参数,需要分析动态面板模型带来的经济计量问题。第一,解释变量的内生性问题。公路基础设施与就业之间存在着系统性的相关。就业上升会造成交通基础设施的拥挤,从而提高对公路基础设施的需求;反过来,公路基础设施的大规模扩张性建设,会带动相关产业的就业。此外,动态模型包含的滞后被解释变量也存在典型的内生性。第二,序列相关问题。时间序列通常具有持久性,当期就业会受到滞后期就业的影响,因此,模型具有动态性。这就需要着力解决序列相关问题,才能取得一致的估计值。系统广义距估计方法就是解决上述两个计量经济问题的很好选择^[3]。考虑到内生性与序列相关,系统广义距估计方法采用滞后水平指标作为差分指标的工具变量,同时采用滞后差分指标作为水平指标的工具变量。布兰德尔(Blundell)和邦德(Bond)证明了系统广义距估计方法比差分广义距估计方法具有更高的效率,并且很好地解决了内生性与序列相关问题^[4~5]。

我们设置了三个模型,将相关指标取对数,回归结果见表1^②。经过相关计量指标的检验,我们最终确定被解释变量滞后1、2期作为解释变量。在非农就业、第二产业就业以及第三产业就业模型中,公路基础设施都具有内生性,但是其1阶滞后项不显著。因此,模型中滞后1、2期的被解释变量以及即期的公路里程密度指标具有内生性,其他控制变量为外生变量。

三个模型整体显著性、F值都很高,限于篇幅不再报告。从单个变量的显著性来看,以第二产业就业模型最为显著,其次为非农就业,第三产业就业模型单个变量的显著性比较差。滞后1、2期的被解释变量都比较显著,体现了模型的动态性;由此可见,如果直接设置为静态模型,会得出误导性的结论。二阶自相关检验也不拒绝不存在自相关,因此,模型设置是合理的,估计是有效的。汉森检验^③不拒绝模型不存在过度识别,差分汉森检验也不拒绝工具变量的外生性;因此,模型估计是有效可靠的。

此外,针对模型的稳健性,本文做了几项试验。第一,根据罗德曼(Roodman)的观点,系统GMM估计方法,被解释变量1阶滞后(L1.)的回归系数,将处在混合回归(OLS)和固定效应模型(LSDV)估计值之间^[7]。也就是说,OLS和LSDV估计方法将提供被解释变量1阶滞后回归系数

① 实际上,我们首先选取分地区第一产业占GDP比重作为产业高度的反向指标;但是回归的计量检验都是不显著的,因此,调整为第一产业产值指标。

② 具体源数据以及回归程序、结果,如果读者需要,我们可以提供。

③ H_0 : 模型是正确设置的^[6]。

的上下界。作为参照，分别就三个模型做了上述三种回归。事实上，被解释变量 1 阶滞后的系统 GMM 估计系数的确处在其间，从而估计是稳健的。第二，三个模型分别在增加或减少相关控制变量的情况下，核心解释变量 (*lnhighway*) 回归系数的符号、大小和显著性并未出现逆转或者大幅度变化。因此，同样说明估计结果是稳健可靠的。

表 1 回归结果

被解释变量	<i>lnsete</i>	<i>lnsecondary</i>	<i>lntertiary</i>
解释变量			
<i>L1.</i>	0.569 (4.35) ***	0.528 (3.53) ***	0.529 (2.65) **
<i>L2.</i>	0.325 (2.41) **	0.309 (2.65) **	0.378 (1.86) *
<i>lnhighway</i>	0.0305 (1.78) *	0.0776 (2.46) **	0.0226 (1.94) *
<i>lnhuman</i>	-0.123 (-1.42)	-0.321 (-2.09) **	-0.0793 (-1.05)
<i>lnmarket</i>	-0.0188 (-0.45)	-0.0540 (-0.89)	-0.0414 (-1.25)
<i>lnprimary</i>	0.0459 (1.88) *	0.0743 (2.97) *	0.0353 (1.38)
<i>lnimex</i>	0.0458 (2.30) **	0.0869 (2.42) **	0.0341 (3.36) ***
<i>CR</i>	0.0678 (2.01) *	0.166 (1.98) *	0.0279 (1.36)
<i>WR</i>	0.0980 (2.62) **	0.169 (1.98) *	0.0582 (2.19) **
Abond test for AR (1)	0.071	0.045	0.111
Abond test for AR (2)	0.328	0.718	0.589
Hansen test	0.135	0.133	0.280
Difference-in-Hansen tests	0.404	0.158	0.964

注：①回归使用系统 GMM 方法。

②*L1.*、*L2.* 分别是对应被解释变量的 1、2 阶滞后项；括号内数据为 t 值；表格后 4 行报告伴随概率。

③***, **, * 分别代表 1%, 5%, 10% 显著性水平。

核心解释变量在三个模型中都是显著的；在第二产业就业 (*lnsecondary*) 模型中最为显著。从系数来看，第二产业就业模型最大，第三产业就业 (*lntertiary*) 模型最小；非农就业 (*lnsete*) 模型介于其间。因此，公路基础设施对第二产业就业即期带动效应最大；而作为就业“蓄水池”的第三产业，受公路基础设施拉动的效应却比较小。可见，短期扩张性公路基础设施建设对拉动钢铁、水泥和工程机械等产业的就业比较明显。由于建设时滞的存在，其对第三产业就业的拉动则相对不明显，从而总体非农就业效应就被“中和”了。长期来看，均衡就业弹性则远大于即期。第二产业长期弹性 = $0.0776 / (1 - 0.528 - 0.309) = 0.476$ ，是即期就业效应的 6 倍多；以此类推，第三产业长期弹性为 0.243，是即期弹性的 10 倍多；非农总就业长期弹性为 0.288，是即期就业弹性的 9 倍多。由此可见，公路基础设施大规模扩张，即期就业弹性比较小，并不能明显拉动就业，因此，并不适宜作为短期促进就业的政策选择。由于动态调整，长期来看，公路基础设施提升经济效率、促进产出增长，可以有效促进就业，但调整时滞是 2 年，而经济周期的“风向”可能已经变化。

控制变量方面，人力资本 (*lnhuman*) 只有在第二产业就业模型中是显著的，而且符号是负的。这与现实经济中，大学生就业难的事实正好相符合。市场化 (*lnmarket*) 在三个模型当中都不显著，而且符号都是负的。事实上随着我国的市场化进程，原来旧体制下的“无效率就业”转变为被迫下岗或者失业，因此，市场化对就业的影响是违反直觉的负向。然而，市场化指数在三个模型当中都不显著，又意味着我国劳动力的市场化任重道远；垄断、二元结构一直是“横亘”在劳动力合理配置前的两大阻碍因素。第一产业产值 (*lnprimary*) 在第二产业就业、非农就业模型中是显著的，符号为正。农业产值的增加，伴随着效率的提高，促进剩余劳动力转移，增加就业供给。特别是大量的农民工进入建筑行业，有效地增加第二产业的就业。这也与国外的经验相符合，二元劳动力转移，需要农业产业化的推力，需要平衡三次产业发展。开放度 (*lnimex*) 在三个模型中都是显著的，符号为正。虽然出口导向的劳动密集型产业因效率低下而屡受批评，如刘生龙、胡鞍钢实证研究表明其对 TFP 的效应为负^[8]；但是，我们的回归结果表明，其对就业是正向作用的，也就是说，进出口有效地带动了就业。中部 (*CR*)、西部 (*WR*) 的区域因素在三个模型中基本都是显著的，只有中部在第三产

业就业模型中是不显著的，而且符号都为正，这似乎是违反直觉的结论（应该是东部地区就业容纳能力更强）。但是，我们考虑到东部劳动力、土地成本的上升，实际上中西部才是劳动密集型产业承接的“热土”，面对东部激烈的就业竞争，中西部广阔的经济纵深是容纳就业的“蓄水池”。

四、结论与政策建议

我国4万亿投资计划应对世界金融危机，对“保增长”起到重要作用。2009年，我国经济率先回暖，但是，我国的就业压力始终都存在。大规模扩张性交通基础设施建设，并未能有效地“保就业”。我们选取1997~2008年分地区数据，实证检验了从1998年东南亚金融危机到2008年世界金融危机这段时期我国两次扩张性财政政策周期的就业效应。通过设置动态面板模型，运用系统GMM估计方法，得出了具有启示意义的结论：公路基础设施扩张性建设即期就业弹性小，长期均衡就业弹性大，但是调整时滞比较长。因此，为了有效地促进就业，提出以下政策建议。

第一，建立以就业为优先目标的宏观政策体系。我国宏观经济政策重心在于“保增长”，这与外国以就业为主要目标的政策思路不同。从世界发达国家情况看，各国财政促进就业支出占GDP的比重一般在1%左右^[9]。而我国安排就业专项资金的规模，与发达国家相距甚远。从扩张性财政支出看，2009年就业支出426亿元，虽然有了较大幅度提高，但与中央新增4875亿元投资相比，不到10%水平。因此，我们提出应将“保增长”宏观总量政策转向“保就业”的结构性政策。

第二，调整经济结构，促进人力资本与产业的匹配。扩张性财政政策，以政府投资为主，带动相关产业增长。这些产业属于相对资本密集型，更多地依赖物质资本投入。因此，短期“保增长”宏观政策应当结合结构调整政策，促进技术密集型产业发展，发挥人力资源作用，解决大学生就业难问题。

第三，加大农业投入，促进劳动力转移。我国二元经济结构实现一元化，有赖于农业的发展。提高农业效率，促进农民收入增长，直到突破“刘易斯拐点”，才能在真正意义上解决就业问题。

第四，打破垄断，实现市场配置劳动力资源。打破城市不合理的就业门槛，打破国有垄断部门的就业限制。建立包括公平就业准入机会，社会保障待遇平等，消除劳动力流动限制等机制，真正实现市场配置劳动力资源。

第五，区域经济平衡发展，加快东部出口导向劳动密集型产业向中西部转移。发展劳动密集型产业是解决就业的适宜选择。中西部仍然具备劳动力和土地等成本优势，适宜承接发展劳动密集型相关产业，从而促进就业。

参考文献：

- [1] Piyapong Jiwattanakupaisarn, Robert B. Noland, Daniel J. Graham, John W. Polak. Highway Infrastructure Investment and County Employment Growth: A Dynamic Panel Regression Analysis [J]. Journal of Regional Science, 2009, 49, (2).
- [2] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程2009年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.
- [3] Roodman D. How to Do xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata. Washington: Center for Global Development, Working Paper 103, 2006.
- [4] Blundell R., Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87.
- [5] Blundell R., Bond S. GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions [J]. Econometric Reviews, 2000, 19.
- [6] 威廉·H·格林. 计量经济分析. (第五版) 上册 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2009. 594.
- [7] 同 [3].
- [8] 刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988-2007 [J]. 经济研究, 2010, (3).
- [9] 宋其超. 国外促进就业的财政政策及借鉴 [J]. 中央财经大学学报, 2003, (3).

[责任编辑 冯 乐]