

文章编号:1672-058X(2014)12-0027-05

中国固定资产投资就业效应的实证分析*

——基于东、中、西部 1993—2012 年省际面板数据

刘 文, 陈秋璇, 尹宗成**

(安徽农业大学 经济管理学院, 合肥 230036)

摘 要:利用中国东部、中部、西部 3 个地区 1993—2012 年的省际面板数据,分区域实证分析了中国固定资产投资的就业效应;结果表明,中国固定资产投资的就业效应存在着明显的区域差异性,东部地区投资的就业效应远远高于中西部地区;但总体而言,固定资产投资的快速增长并没带来就业的迅速扩张,即固定资产投资对就业拉动作用有限,在某些省份甚至出现了固定资产投资的快速增长对就业带来负面影响的情况。

关键词:固定资产投资;就业效应;区域差异性

中图分类号:F123

文献标志码:A

1 文献综述

从目前的研究成果看,关于投资与就业的关系,国内外学者大致持以下两种观点:一种观点认为投资与就业存在正相关关系.卡恩(1963)在《国内投资与就业》一文中提出了一个就业乘数,按照这个就业乘数,当净投资增加时,总就业增量将是初始就业增量的一个倍数;Davis 和 Hatiwanger(1992)通过实证研究发现投资增长与就业之间存在着一种长期的正向关系;朱劲松等(2006)从“技术中性”的理论角度分析了重工业发展对就业的影响之后指出,尽管短期内投资会提高全社会的资本—劳动比,使得投资对就业产生负面影响,但从长期的角度看,大量投资会创造更大规模的就业^[1];徐旭川(2006)运用向量自回归模型分析了中国公共投资的就业效应,发现公共投资不仅可以扩大就业,还可以调整就业结构,但其拉动效应较非公共投资较小^[2];陈巧玉等(2007)对中国固定资产投资的资金来源与就业之间的关系进行了实证分析,得出了投资增加能带动就业的结论^[3];马敬桂、徐飞(2010)运用典型相关分析法,从固定资产投资的来源考察其对中国三次产业就业的影响,得出自筹资金和其他来源资金对第三产业有显著影响,而国内贷款对第二产业有显著影响^[4];张少为等(2012)基于“两缺口”模型、投资乘数原理、就业理论以及经济增长理论对 FDI 就业效应的定性研究及影响机理的分析得出,外商直接投资能够通过直接和间接影响增加就业机会,一定程度上对东道国具有积极的就业创造效应^[5]。

另一种观点认为,投资的增加不一定能带动就业,甚至还可能减少就业,或者投资对就业的影响不表现在数量上,而表现在对就业结构的影响上.Dunning(1996)在研究国际直接投资理论时指出,国际直接投资对

收稿日期:2014-04-28;修回日期:2014-05-20.

* 基金项目:安徽省科技计划项目软科学研究(1302053037)资助.

作者简介:刘文(1988-),男,安徽宿州人,硕士研究生,从事金融与投资研究.

** 通讯作者:尹宗成(1970-),男,安徽宿州人,教授,博士,硕士生导师,从事金融与投资研究.E-mail:zchyin@ahau.edu.cn.

就业影响不在于就业的数量上,而在于就业的产业结构、技能组合、质量及生产率上;盛世斌(1998)对中国 20 世纪 80 年代以后的投资与就业的关系做了实证分析,发现投资的增加并不一定能够带动就业增加,甚至有的年份还出现了投资增加,就业减少的情况;黄浩(2010)运用 Panel Data 的变系数模型对投资与就业的敏感性进行实证分析,得出不同经济体的就业对投资的敏感性有显著的差异,民营经济、外商投资的就业弹性较大,农业、公有经济的投资对就业存在挤出效应^[6];石宝峰(2010)研究认为投资增长率及其对经济的拉动作用将会下降,就业并没有随新增投资同步扩大,投资对就业的带动作用呈减弱趋势^[7];丁翠翠、郭庆然(2014)采用动态面板数据模型广义矩估计分析方法,发现 FDI 对中国就业的影响有显著的区域差异,且整体上具有显著的挤出效应^[8]。

对投资就业效应的研究,理论界目前尚未形成一致的认识.研究也主要集中在国家或行业层面的总体分析,忽略了区域间的差异性.但是,我国各地区经济发展不平衡,就业情况也不尽相同,仅从整体层面对投资的就业效应进行研究而忽略区域间的差异,不能全面、准确地反映固定资产投资与就业之间的关系.

文章以上述研究为基础,以中国各省固定资产投资和就业的关系为研究对象,从中国的东部、中部、西部 3 个地区切入,对固定资产投资的就业效应进行实证分析.

2 数据处理及检验

2.1 数据处理

分别用 Job, Invest 表示各地区就业人数、固定资产投资.固定资产投资活动按其工作内容和实现方式分为建筑安装工程,设备、工具、器具购置和其他费用 3 个部分.固定资产投资额是以货币表现的建造和购置固定资产活动的工作量,它是反映固定资产投资规模、速度、比例关系和使用方向的综合性指标.

固定资产投资额以 1993 年为基期,对以后各年进行平减,以去除通货膨胀的影响,并对数据取自然对数,这样不会影响变量之间的长期稳定和短期变动关系以及变量的经济含义,又可以减少异方差性,使模型更加线性化.

数据来源于 1993—2012 年各省统计年鉴以及中国统计年鉴,对于区域的划分,参考大多数文献,划分为东部、中部、西部地区.其中,东部地区包括北京、河北、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北,西部包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古.由于广东省和西藏自治区数据不完整,缺乏连贯性,暂未考虑在内.

2.2 数据检验

2.2.1 单位根检验

在采用面板数据模型时,如果面板数据存在单位根,则会造成虚假回归,所以在对面板数据模型估计之前,需要先对数据进行单位根检验以判断序列的平稳性.面板数据单位根检验的方法有很多种,例如 LLC 检验、IPS 检验法等等,为避免单一性检验方法的不足,同时采用 LLC 检验法、IPS 检验法、ADF-Fisher CH 检验法和 PP-Fisher CH 检验法 4 种方法进行面板数据单位根检验,相关检验结果参见表 1.

表 1 单位根检验结果

| 地区 | 变量 | 检验方法 | | | |
|----|--------------------|-------------|-------------|---------------|--------------|
| | | LLC 检验 | IPS 检验 | ADF-Fisher 检验 | PP-Fisher 检验 |
| 东部 | ln Job | 7.86(1.00) | 8.24(1.00) | 2.36(1.00) | 3.73(1.00) |
| | ln Invest | 1.28(0.90) | 4.96(1.00) | 11.00(0.95) | 11.39(0.94) |
| | Δ ln Job | -10.5(0.00) | -8.89(0.00) | 113.6(0.00) | 103.42(0.00) |
| | Δ ln Invest | -5.07(0.00) | -5.07(0.00) | 63.36(0.00) | 77.37(0.00) |
| | ln Job | -0.38(0.35) | 2.18(0.99) | 10.47(0.84) | 5.70(0.99) |

续表

| 地区 | 变量 | 检验方法 | | | |
|----|--------------------|-------------|-------------|---------------|--------------|
| | | LLC 检验 | IPS 检验 | ADF-Fisher 检验 | PP-Fisher 检验 |
| 中部 | ln Invest | 4.79(1.00) | 7.97(1.00) | 0.17(1.00) | 0.24(1.00) |
| | Δ ln Job | -7.57(0.00) | -7.12(0.00) | 75.76(0.00) | 96.64(0.00) |
| | Δ ln Invest | -4.95(0.00) | -3.54(0.00) | 40.54(0.00) | 45.99(0.00) |
| 西部 | ln Job | 1.33(0.91) | 3.04(0.99) | 14.56(0.88) | 33.03(0.11) |
| | ln Invest | 7.71(1.00) | 11.41(1.00) | 0.33(1.00) | 0.51(1.00) |
| | Δ ln Job | -8.14(0.00) | -7.73(0.00) | 108.03(0.00) | 633.44(0.00) |
| | Δ ln Invest | -6.22(0.00) | -5.26(0.00) | 68.24(0.00) | 75.68(0.00) |

注: Δ ln Job、 Δ ln Invest 为一阶差分后的序列,括号内的数据为 P 值。

表 1 中单位根检验结果表明,所有地区各个序列水平值存在单位根,但一阶差分后的序列是平衡序列,均是一阶单整序列。

2.2.2 协整检验

由于各序列都是一阶单整序列,满足面板数据协整性检验的要求,可继续进行面板数据协整检验。面板数据协整检验的方法大致可以分为两大类:一种是原假设为不存在协整关系,使用类似 Engle 和 Granger (1987) 平稳回归方程,根据面板数据中得到的残差构造统计量来进行协整检验,比较典型分析方法有 Pedroni 检验(1999)、Kao 检验(1999)等;另一种则是由 Maddala 和 Wu(1999)提出的基于 Fisher 的单个因变量联合检验结论,该检验方法通过联合单个截面个体 Johansen 协整检验的结果,来获得对应面板数据的检验统计量。

此处主要采用 Pedroni 检验方法, Pedroni 以协整方程的回归残差值为基础,提出了 Panel v -Statistic, Panel ρ -Statistic, Panel PP-Statistic, Panel ADF-Statistic, Group ρ -Statistic, Group PP-Statistic, Group ADF-Statistic 7 个统计量来检验面板数据变量之间的协整关系,其中前 4 个为组内统计量,后 3 个为组间统计量。如果在检验中拒绝原假设,则说明各变量之间存在协整关系。在小样本数据分析中, Panel ADF-Statistic, Group ADF-Statistic 的检验效果较好, Panel v -Statistic, Group ρ -Statistic 的检验效果较差,其他的 5 个统计量检验效果居于中间(Pedroni, 2004)。因此,在文中主要参照 Panel ADF-Statistic, Group ADF-Statistic 的检验效果,其余 5 个统计量只作参考;另外,为了增强面板数据协整检验的可靠性,再引入 Kao 检验。

表 2 协整性检验结果

| 地区 | 检验方法 | | | | | | | |
|----|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | Pedroni | | | Kao | | | | |
| | Panel v | Panel ρ | Panel PP | Panel ADF | Group ρ | Group PP | Group ADF | ADF |
| 东部 | 2.71 (0.00) | -1.28 (0.10) | -2.76 (0.00) | -5.22 (0.00) | -0.61 (0.27) | -3.08 (0.00) | -5.46 (0.00) | 2.46 (0.00) |
| 中部 | 1.27 (0.10) | -0.44 (0.33) | -1.37 (0.09) | -4.36 (0.00) | 0.64 (0.74) | -0.87 (0.19) | -3.79 (0.00) | -3.91 (0.00) |
| 西部 | 3.08 (0.00) | -1.92 (0.03) | -2.23 (0.01) | -3.10 (0.00) | -0.86 (0.20) | -3.41 (0.00) | -1.55 (0.06) | 1.62 (0.05) |

注:括号内数据为 P 值。

从表 2 检验结果可以看出,两种检验方法大多都在 5% 的水平上显著,拒绝原假设,认为变量之间存在协整关系,说明两个变量之间存在长期稳定的关系,从而可以断定在采用面板数据回归模型进行参数估计

时不会出现虚假回归问题.

3 固定资产投资就业效应的实证分析

3.1 模型构建及类型选取

为研究固定资产投资对就业的影响关系,构建如下模型:

$$\ln \text{Job}_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln \text{Invest}_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

其中 $i=1,2,3,\dots,29$,表示各个省份, $t=1993,1994,\dots,2012$,表示样本观测期.

为了确保文中所构建的模型不失面板数据模型的一般性,以及模型的有效性,在这里应该进一步确定面板数据模型的具体形式.面板数据模型的基本形式为

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

式中 Y_{it} 为因变量; X_{it} 为外生变量向量; β_i 为二维参数向量; i 表示不同个体; t 表示不同的时间, μ_{it} 为随机扰动项,模型中截面系数 α_i ,斜率系数 β_i 随着截面个体的不同而不同,称方程(2)为变系数模型.

如果在模型(2)中,假定斜率系数 β_i 是常数,则方程变为

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

在方程(3)中,截面系数 α_i 的不同取值反应截面个体的差异,称方程(3)为变截距模型.

如果在模型(3)中假定截面系数 α_i 是常数,则方程变为

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

在方程(4)中,截面系数 α_i ,斜率系数 β_i 不随着截面个体的不同而不同,称方程(4)为不变系数模型.

实证分析结论正确与否取决于检验模型的选择,以往的研究往往采用协方差检验方法来判断模型类型的选取.协方差检验主要检验以下两个假设:

假设 1 斜率系数在不同的横截面样本点和时间上都相同,但截距不同.

$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n$$

假设 2 斜率系数和截距系数在不同的横截面样本点和时间上都相同.

$$H_2: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_n; \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n$$

构造如下 F 统计量,且符合 F 分布:

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)k]}{S_1} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)]$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(k+1)]}{S_1} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)]$$

首先计算变参数模型的残差平方和,记为 S_1 ;变截距模型的残差平方和,记为 S_2 ;不变参数模型的残差平方和,记为 S_3 .在假设 H_2 下检验统计量 F_2 服从相应自由度下的 F 分布.若计算所得到的统计量 F_2 的值小于给定置信度下的相应临界值,则接受假设 H_2 ,认为样本数据符合不变参数模型,采用模型(4).反之,则利用 F_1 继续检验假设 H_1 ,若 F_1 小于给定置信度下的相应临界值,则接受假设 H_1 ,样本数据符合变截距模型,采用模型(3);若 F_1 不小于给定置信度下的相应临界值,则拒绝假设 H_1 ,样本数据符合变系数模型,采用模型(2).

以东部地区为例,以方程(1)建立模型,经过计算得到 F_2 的值为 1 410.29,在 1% 的显著性水平下,大于临界值 $F_2(18, 180) = 2.04$,即拒绝原假设 H_2 ,样本数据不适用不变系数模型;再计算得到 F_1 的值为 28.1,在 1% 的显著性水平上,大于临界值 $F_1(9, 180) = 2.51$,拒绝原假设 H_1 ,样本数据不能采用变截距模型,应采用

变系数模型.另外,以此方法对以中部、西部为研究对象检验模型的具体形式,得到了同样的结论,最终决定采用变系数模型.具体 F 检验结果如表 3 所示.

表 3 模型选取的 F 值检验结果

| 地区 | 残差平方和 | F 值 | 临界值(1%) | 结论 |
|----|---------------|--------------------------------|--|-------|
| 东部 | $S_3 = 86.54$ | $F_2 = 1\ 410.29, F_1 = 28.1$ | $F_2(18, 180) = 2.04$ $F_1(9, 180) = 2.51$ | 变系数模型 |
| | $S_2 = 1.47$ | | | |
| | $S_1 = 0.61$ | | | |
| 中部 | $S_3 = 33.12$ | $F_2 = 1\ 745.16, F_1 = 9.22$ | $F_2(14, 144) = 2.21$ $F_1(7, 144) = 2.77$ | 变系数模型 |
| | $S_2 = 0.28$ | | | |
| | $S_1 = 0.19$ | | | |
| 西部 | $S_3 = 108.2$ | $F_2 = 3\ 266.55, F_1 = 27.85$ | $F_2(20, 198) = 1.97$ $F_1(10, 198) = 2.41$ | 变系数模型 |
| | $S_2 = 0.79$ | | | |
| | $S_1 = 0.33$ | | | |

在确定采用变系数模型后,还要在固定效应和随机效应中选择一个更为合适的,通过对两种效应的比较,在文中样本数据估计时,采用固定效应模型更合适.

3.2 实证结果分析

从表 4 的检验结果可以看出,选择固定效应模型时,东部、中部、西部 3 个地区模型拟合效果都比较好.

表 4 模型估计结果

| 东部 | β | 中部 | β | 西部 | β |
|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 北京 | 0.36(0.00) | 山西 | 0.07(0.00) | 四川 | 0.02(0.07) |
| 天津 | 0.08(0.00) | 吉林 | 0.03(0.00) | 重庆 | -0.01(0.12) |
| 河北 | 0.08(0.00) | 黑龙江 | 0.08(0.00) | 贵州 | 0.06(0.00) |
| 辽宁 | 0.05(0.00) | 安徽 | 0.08(0.00) | 云南 | 0.12(0.00) |
| 上海 | 0.21(0.00) | 江西 | 0.06(0.00) | 陕西 | 0.06(0.00) |
| 江苏 | 0.03(0.04) | 河南 | 0.10(0.00) | 甘肃 | -0.004(0.67) |
| 浙江 | 0.16(0.00) | 湖北 | 0.03(0.00) | 青海 | 0.07(0.00) |
| 福建 | 0.17(0.00) | 湖南 | 0.06(0.00) | 宁夏 | 0.12(0.00) |
| 山东 | 0.09(0.00) | | | 新疆 | 0.16(0.00) |
| 海南 | 0.18(0.00) | | | 广西 | 0.07(0.00) |
| | | | | 内蒙古 | 0.04(0.00) |
| 均值 | 0.141 | 均值 | 0.0638 | 均值 | 0.0642 |
| R^2 | 0.996 | R^2 | 0.995 | R^2 | 0.998 |
| Adj- R^2 | 0.995 | Adj- R^2 | 0.994 | Adj- R^2 | 0.998 |
| F -Statistic | 2 453.56(0.00) | F -Statistic | 1 906.13(0.00) | F -Statistic | 4 514.10(0.00) |

注:括号内数字为 P 值.

从三大区域,模型参数估计的结果可以看出,东部地区和中部地区模型估计的参数值都为正值,除江苏省(通过 5% 的显著性水平检验)外均在 1% 的水平下显著,模型拟合的 R^2 分别为 0.996, 0.995, F 统计量分别为 2 453.56, 1 906.13, 且都在 1% 的水平下显著,模型拟合效果较好,说明东部地区和中部地区固定资产投资

与就业之间均存在正相关关系;西部地区模型估计的参数值中,重庆、甘肃两地的参数值为负值,且不显著,其他地区的参数值都为正值,除四川省(通过 10%的显著性水平检验)外都在 1%的水平下显著,模型拟合的 R^2 为 0.998, F 统计量为 4 514.10,且在 1%的水平下显著,模型拟合效果也较好,但是在区域内部,固定资产投资与就业的关系出现了投资可以促进就业增长,投资使得就业减少两种截然相反的情况。

通过对东、中、西部 3 个地区参数估计结果的横向比较,可以看出,中国固定资产投资的就业效应存在着区域差异性.从表 4 中可以看出,东、中、西部 3 个区域 β 系数的均值分别为 0.141, 0.063 8, 0.064 2, 东部地区的均值最大,相当于中部和西部均值之和,中部地区的最小,说明东部地区固定资产投资对就业的拉动能力相对较强,固定资产投资的就业效应表现得更加明显;尽管西部地区部分省份出现了反向影响,但是整体上来看,西部固定资产投资的就业效应仅次于东部地区;中部地区固定资产投资对就业有一定的拉动作用,但是拉动幅度较小.造成这种差异的原因可能是东部地区最早受益于改革初期的政策优惠,以及沿海地区无可比拟的区位优势,有较好的工业基础,产业结构较为合理,且最先接触海外先进的管理经验,有大量的资金流入,经济发展速度较快,各项基础设施比较齐全,随着投资的不断增长也促进了区域经济的发展,从而有扩大生产规模或者产生新的生产能力的可能性,这样投资的不断增长则会带动新的就业需求,吸引更多的劳动力就业.而中西部地区过度依赖自然资源,随着资源的不断消耗,不能吸收更多的劳动力就业.另外,中、西部经济发展较慢,各种基础设施不尽完善,产业结构不能及时调整、优化,也使得该地区缺乏就业吸引力。

纵观各个省份固定资产投资的就业效应,对就业拉动作用最大的是北京市、上海市,系数分别为 0.36 和 0.21,表明在这两个地区每增加 1%的固定资产投资分别可以带动 0.36%, 0.21%的就业增长.出现这种现象的原因可能是北京、上海两地经济发达,并且一个是中国的政治、文化中心,一个是中国的经济、金融中心,具有其他地区不可比拟的优势,而且经济发展速度快,投资的增长催生了新的就业需求.另外,北京、上海的各种配套设施更加完善,工资福利水平较高,更能吸引就业,所以固定资产投资的就业效应更好.而重庆、甘肃两地出现了固定资产投资就业效应为负的情况,可能是由于两地产业结构以及固定资产投资结构不甚合理,在产业结构调整的过程中,产业结构升级带来的就业破坏作用大于就业的创造作用,从而出现了投资的增长对就业产生了挤出效应的情况。

4 主要的结论及不足

在对投资就业效应的理论和成果梳理的基础上,运用实证分析方法分析了中国东部、中部、西部 3 个地区固定资产投资的就业效应,得出了如下结论:

第一、从整体上来看,东部、中部、西部地区整体的固定资产投资就业效应较小,虽然固定资产投资的增加可以带动就业的增长,但是拉动作用比较小,依靠固定资产投资来带动就业的增长效果不是很明显。

第二、固定资产投资的就业效应有明显的区域差异性.固定资产投资的就业效应在东部地区表现的较明显,平均每增加 1%的固定资产投资可以带动 0.141%的就业增长;而在中、西部地区固定资产投资的就业效应比较小,平均每增加 1%的固定资产投资仅能带动 0.063 8%, 0.064 2%的就业增长.就各个省份而言,北京、上海两地固定资产投资的就业拉动作用最大,重庆、甘肃两地固定资产投资的快速增长却对就业产生了反作用。

综上所述,我国固定资产投资的快速增长并没带来就业的迅速扩张,尽管固定资产投资对就业有拉动作用,但是其就业效应较为有限.而且,中国固定资产投资的就业效应存在着明显的区域差异性,从各地区固定资产投资的就业效应来看,拉动作用比较大的是经济较为发达的东部地区,特别是北京市、上海市两地表现得非常明显;经济发展较缓慢的中部、西部地区的就业效应相对较小,特别是在西部地区的重庆市、甘肃省两地,甚至出现了固定资产投资的快速增长反而对就业规模产生了负面影响的情况。

值得一提的是,此处仅研究了固定资产投资对总体就业人数的影响,并未深入研究固定资产投资对三次产业就业的拉动作用,这也是下一步需要继续研究的。

参考文献:

- [1] 朱劲松,刘传江.重新重工业化对我国就业的影响—基于技术中性理论与实证数据的分析[J].数量经济技术经济研究,2006(12):82-92
- [2] 徐旭川.我国公共投资对就业影响的实证分析[J].人口与经济,2006(2):28-32
- [3] 陈巧玉,杨彦玲,石书冰.我国固定资产投资来源与就业的分析[J].当代经济,2007(4):13-14
- [4] 马敬桂,徐飞.固定资产投资对我国三大产业就业影响的变动分析[J].特区经济,2010(1):286-288
- [5] 张少为,王晨佳,吴振磊.外商直接投资就业效应的经济学分析[J].西安交通大学学报:社会科学版,2012,32(4):46-49
- [6] 黄浩.基于 Panel Data 模型的投资就业敏感性探析[J].经济师,2010(4):67-69
- [7] 石宝峰.2009 年扩大政府投资的效果分析和 2010 年投资政策建议[J].中国经贸导刊,2010(6):15-17
- [8] 丁翠翠,郭庆然.外商直接投资对我国就业影响的动态效应与区域差异—基于动态面板数据模型的 GMM 估计[J].经济经纬,2014,31(1):62-67
- [9] 易丹辉.数据分析与 Eviews 应用[M].北京:中国人民大学出版社,2008
- [10] FAZEKAS K.Effects of FDI Inflows on Regional Labor Market Differences in Hungary [J].Economy international,2005(2):21-35
- [11] RADOSEVIC S, VARBLANE U, MICKIEWICZ T.Foreign Direct Investment and Its Effect on Employment in Central Europe [J].Transnational Corporations,2003(12):53-89

**Empirical Analysis of the Employment Effect from
Fixed Assets Investment of China
——Based on Provincial Panel Data of East, Middle and
West Part of China during 1993-2012**

LIU Wen, CHEN Qiu-xuan, YIN Zong-cheng

(School of Economics and Management, Anhui Agriculture University, Hefei 230036, China)

Abstract: Based on the provincial panel data of three regions in the east, middle and west part of China during 1993-2012, this paper makes empirical analysis of the employment effect from the fixed assets investment of China from different regions, and the results show that there is obviously regional difference in the employment effect from the fixed assets investment of China, that the employment effect from the investment in the east part of China is significantly much higher than that of the middle and west part of China, in general, however, the rapid growth of the fixed asset investment does not result in the fast expansion of the employment, i.e., the fixed asset investment plays a limited role in driving the employment, and that in some provinces, there is a negative influence of the fixed asset investment increase on the employment.

Key words: fixed asset investment; employment effect; regional difference

责任编辑:李翠薇