

城乡固定资产投资差距变化与中国 经济增长互动关系研究

梁永¹, 岳阳², 贾丽华³

(1. 西安市浐灞河发展有限公司, 西安 710024; 2. 西安浐灞生态区管理委员会, 西安 710024;
3. 陕西省农业工程勘察设计院, 西安 710068)

摘要:以城乡固定资产投资差距变化为视角,利用1980—2010的年度统计数据对经济增长与城乡固定资产投资差距变化关系进行了研究,通过协整分析及Granger因果检验得出结论:经济增长无论在长期还是短期都是城乡固定资产投资差距变化的原因之一,而城乡固定资产投资差距变化仅对短期的经济增长产生影响。基于此,文章提出通过经济增长使偏离的城乡固定资产投资差距实现合理回归以及通过合理的城乡固定资产投资差距促进经济快速增长都可成为政策调控的着力点。

关键词:城乡固定资产;投资差距;经济增长;协整分析;Granger因果检验

中图分类号:F830.19 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2013)03-0100-05

1981—2010年,中国实际人均GDP年均增长8.84%,而同期实际的城乡人均固定资产投资差额年均增长率却为11.29%^①,显示出经济增长与城乡固定资产投资差距之间变化的非同步性。

围绕固定资产投资与经济增长,郭国峰和刘孟晖利用平行数据分析技术研究得出全社会固定资产投资对经济增长具有正效应和区域差异性的结论^[1],龚曙明则在对1980—2004年的固定资产投资与经济增长数据进行线性回归后发现经济增长对固定资产投资具有动态决定效应,而固定资产投资对经济增长具有动态推动效应^[2]。围绕固定资产投资的城乡配置,张蕊、李忠富和关柯以公平和效率为原则,以城乡居民人均收入差距最小为优化目标,建立起投资优化配置的数学模型,并在此基础上测算出2006—2020年城市和农村的固定资产投资数额^[3],王克林则通过实证分析得出我国城镇固定资产投资与城镇就业之间互为因果关系,而农村固定资产投资与农村就业之间没有表现出显著因果关系的结论^[4]。关于城乡固定资产投资与城乡收入,姚成龙和章晓英运用时间序列分析技术对1983—2007年的城乡收入差距与城乡固定资产投资差距进行了实证研究,发现我国城乡收入

差距和城乡固定资产投资差距之间存在长期均衡的协整关系和显著的短期动态调整机制,缩小城乡居民收入差距可通过缩小城乡固定资产投资差距来实现^[5]。

上述研究表明固定资产投资与经济增长之间、城乡固定资产投资与城乡收入差距、就业之间存在着一定关联,但应当看到,针对城乡固定资产投资与经济增长关系的研究仍显不足。中国经济增长是否受到来自城乡固定资产投资差距变化的影响,是否本身也决定着城乡固定资产投资差距的变化,都是需要思考和回答的问题。在此意义上讲,从城乡固定资产投资差距变化入手来研究经济增长可以说是当前研究的一次拓展。而研究城乡固定资产投资变化与经济增长之间的关系本身也具有十分重要和明显的现实意义。如果经济增长受到了来自城乡固定资产投资差距变化的影响,那么加强城乡固定资产投资差距调控,使差距保持在合理范围之内,避免其剧烈变化对经济增长可能产生的不利影响将不失为一种政策选择。如果经济增长决定着城乡固定资产投资差距的变化,那么立足经济增长来调控城乡固定资产投资差距变化或许比单纯的城乡固定资产投资调控要更

收稿日期:2013-01-19

作者简介:梁永(1982—),男,陕西韩城人,西安市浐灞河发展有限公司,经济师,管理学硕士,研究方向:投资经济;岳阳(1978—),男,陕西汉中人,西安浐灞生态区管理委员会,经济师,经济学学士;贾丽华(1982—),女,内蒙古赤峰人,陕西省农业工程勘察设计院,工程师,工学硕士。

注:①以上指标均由笔者依据搜集到的相关统计数据计算得出,具体的数据来源会在随后进行说明。

为有效。

本文依据 1980—2010 中国年度经济数据,利用协整和误差修正模型对经济增长与城乡固定资产投资差距变化进行 Granger 因果检验,探讨变量间的因果关系及其性质,并通过方差分解说明该因果关系的强度。

1 数据来源及处理

本文分析所使用的样本数据为年度数据,来源于《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》,区间为 1980—2010 年。

由于人均 GDP 数据比总 GDP 数据出现的错误相对要少,所以本文用人均 GDP 来衡量经济增长,记作 PGDP。以城镇人均固定资产投资与农村人均固定资产投资的差值作为衡量城乡固定资产投资差距的指标,记作 PID。为了消除物价变动对 PGDP 和 PID 可能产生的影响,本文分别用城镇居民消费价格指数^①(1978 = 100)和投资品价格指数^②对 PGDP 和 PID 数据进行平减,并变换为自然对数,以消除时间序列中可能存在的异方差现象,取自然对数后的实际人均国内生产总值和实际城乡固定资产投资差值分别用 LPGDP 和 LPID 表示。需要说明的是,本文所使用的计量分析软件为 Eviews5.0。

2 协整分析

2.1 趋势判断

直观图 1,变量 LPGDP 与 LPID 呈现出较为平稳并不断增长的变化趋势,表明它们之间可能存在某种平稳的线性组合,即协整(Cointegration)。

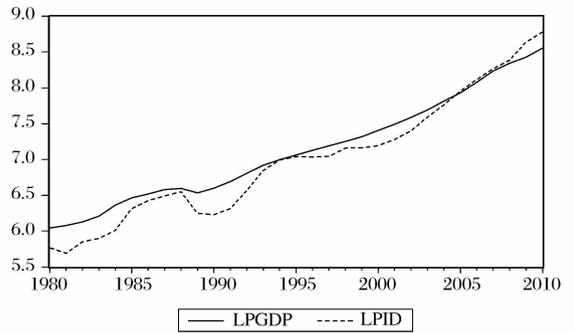


图 1 LPGDP 和 LPID 的变化趋势

2.2 平稳性检验

协整关系存在的基本前提是时间序列数据平稳或同阶单整,这里利用扩展的迪基—富勒姆(ADF)法对变量 LPGDP 和 LPID 的平稳性进行检验。考虑到样本数据的有限性,选取最大滞后阶数为 7。检验结果见表 1。

表 1 各变量的单位根检验结果

变量	ADF 检验		临界值			结论
	检验形式 (c,t,k)	统计值	1%置信水平	5%置信水平	10%置信水平	
LPGDP	(c,t,1)	-0.980 5	-4.309 8	-3.574 2	-3.221 7	不平稳
ΔLPGDP	(c,t,3)	-4.601 6***	-4.356 1	-3.595 0	-3.233 5	平稳
LPID	(c,t,1)	-1.949 2	-4.309 8	-3.574 2	-3.221 7	不平稳
ΔLPID	(c,t,3)	-4.844 1***	-4.356 1	-3.595 0	-3.233 5	平稳

注:1)ΔLPGDP 和 ΔLPID 分别表示 LPGDP 和 LPID 的一阶差分;2)(c,t,k)中,c 和 t 表示漂移项和趋势项,k 表示滞后阶数;3)**、*** 分别表示在 5%和 1%置信水平下显著。

由以上检验结果可知,变量 LPGDP 和 LPID 的水平序列均非平稳,但一阶差分值全都拒绝了存在单位根的原假设,表明 LPGDP 和 LPID 一阶差分序列是平稳的,即一阶单整。

2.3 协整检验

变量 LPGDP 和 LPID 均非平稳却一阶单整,所以可能存在协整关系。检验变量间的协整关系常采

用 EG(Engle-Granger)两步法或 Johansen 极大似然估计法。EG 两步法要求样本容量必须充分大,否则得到的协整参数估计量将会是有偏的,样本容量越小,偏差会越大^[6]。为了得出稳健的结论,这里选用 Johansen & Juselius 的极大似然估计法对变量 LPGDP 和 LPID 进行协整检验。

注:①我国居民消费价格指数只有 1985 年以后的数据,不能满足数据处理的需要,所以用统计数据相对完整的城镇居民消费价格指数进行代替。张嫒和方天堃(2007)曾用此方法平减人均国内生产总值。

②固定资产投资价格指数缺乏 1991 年以前的数据,这里我们采用了由武普照和王耀辉(2007)构造的投资品价格指数(1978 = 100),2004 年以后的投资品价格指数通过固定资产投资价格指数(上年 = 100)计算得出。

在进行 Johansen 协整检验之前,需先对向量自回归模型(VAR)的滞后阶数^①进行确定。为了在消除随机误差项自相关的同时尽可能使模型保持合理的自由度,本文利用似然比检验统计量(LR)、最终预测误差(FPE)、赤池信息准则(AIC)、施瓦茨准则(SC)和 Hannan-Quinn 信息准则(HQ)进行综合判定,其中三种判定的最优滞后阶数为 3,所以将 VAR 的最优滞后阶数确定为 3。对 VAR(3)进行 JB (Jarque-Bera)、Q、White^②检验,结果表明,各方程拟合优度较好,回归残差序列满足正态性、不存在自相关和异方差,进一步验证 VAR(3)是最优的。

根据时序数列的线性确定性趋势和协整方程有截距项和趋势项的特点,确定滞后阶数为 2(VAR 的滞后阶数 3-1)进行协整估计,结果见表 2。

表 2 Johansen 协整检验结果

特征值	迹检验 统计量	5%显著水 平临界值	原假设 H ₀	备择假设 H ₁
0.540 7	28.416 5	25.872 1	r=0	r≥1
0.210 9	6.631 4	12.518 0	r≤1	r≥2

协整检验从检验不存在协整关系(r=0)的原假设开始,r=0,迹检验统计量的值大于 5%显著水平的临界值 25.87,表明应拒绝原假设,接受至少存在一个协整关系的备择假设(r≥1),在接下来的检验中,迹检验统计量的值为 6.63,小于 5%显著水平的临界值 12.52,不能拒绝原假设(r≤1),表明应接受变量间有且仅有 1 个协整关系的原假设。

以误差修正项(EC)表示的协整关系式为:

$$EC = LPID - 0.9491LPGDP - 0.0167 @ TREND(81) \quad (1)$$

(0.0064) (0.0027)
(148.9511) (6.0658)

式(1)下方两行括号中所列的数值分别表示渐进标准误差和 t 统计量。对 EC 进行单位根检验,发现 ADF 的检验统计量为 -3.08,小于 5%显著水平下的临界值 -2.97,表明 EC 的水平序列是平稳的。反映变量 LPGDP 和 LPID 在样本期间(1980—2010)存在着协整关系。

3 误差修正模型和因果关系检验

3.1 误差修正模型(VECM)

注:①确定合理的滞后阶数对于建立 VAR 模型非常关键。如果滞后阶数太小,随机误差项就可能存在比较严重的自相关,会导致参数的非一致性估计,但如果选择的滞后阶数过大,又可能使自由度大量减少,直接影响到模型参数估计量的有效性。

②利用 JB(Jarque-Bera)检验残差的正态性,Q 统计量检验残差序列自相关,White 检验异方差性。

前文的分析已经表明,变量 LPGDP、LPID 间存在协整关系,根据协整与误差修正模型的等价性^[7],可以由自回归分布滞后模型导出误差修正模型(VECM)。由于无约束 VAR 的最优滞后期为 3,所以将 VECM 的滞后期确定为 2,模型估计结果如下:

$$\Delta LPID = \begin{cases} 0.3066 \\ 0.7661 \end{cases} [\Delta LPID \quad \Delta LPGDP]_{t-1} + \begin{cases} 0.2800 \\ -0.2600 \end{cases} [\Delta LPID \quad \Delta LPGDP]_{t-2} - 0.7398 EC_{t-1} + 0.0032 \quad (2)$$

$$R^2 = 0.6688, JB = 1.8241 (P = 0.4017), WhiteObsR^2 = 26.3574 (P = 0.1543)$$

$$\Delta LPGDP = \begin{cases} 0.1192 \\ 0.2496 \end{cases} [\Delta LPID \quad \Delta LPGDP]_{t-1} + \begin{cases} 0.2469 \\ -0.5057 \end{cases} [\Delta LPID \quad \Delta LPGDP]_{t-2} - 0.3295 EC_{t-1} + 0.0716 \quad (3)$$

$$R^2 = 0.6183, JB = 3.0169 (P = 0.2213), WhiteObsR^2 = 23.5208 (P = 0.2639),$$

对 VECM 各方程的检验结果表明,各回归残差序列在 5%的显著水平上满足正态分布的假定,且不存在自相关和异方差,说明 VECM 是有效的,而由 VECM 整体检验结果可知,模型整体的对数似然函数值较大,为 100.39,AIC 和 SC 值较小,分别只有 -6.17 和 -5.50,反映 VECM 整体具有较强的解释力。

EC 系数的大小反映着对偏离长期均衡的调整力度。误差修正项的估计系数为负,符合反向修正机制。(2)式的误差修正项系数估计值为 -0.7398,表明偏离均衡部分的 73.98%可以在至多两年之内得到调整;(3)式误差修正项的估计系数为 -0.3295,相对较小,说明 LPID 对 LPGDP 的调整能力偏弱。

3.2 因果关系检验

从表 3 的因果关系检验结果可知,在 5%显著性水平上,当滞后阶数从 1 变化至 5 时,ΔLPGDP 是 ΔLPID 的 Granger 原因,而当滞后阶数由 3 增至 4 时,ΔLPID 是 ΔLPGDP 的 Granger 原因,此时,ΔLPGDP 与 ΔLPID 间存在双向因果关系。

表 3 因果关系检验结果

原假设	滞后阶数	Obs	F 值	P 值	结论
$\Delta LPGDP \neq > \Delta LPID$ $\Delta LPID \neq > \Delta LPGDP$	1	29	15.458 3 1.793 6	0.000 6 0.192 1	$\Delta LPGDP$ 是 $\Delta LPID$ $\Delta LPID$ 非 $\Delta LPGDP$
$\Delta LPGDP \neq > \Delta LPID$ $\Delta LPID \neq > \Delta LPGDP$	2	28	7.491 9 0.756 9	0.003 1 0.480 5	$\Delta LPGDP$ 是 $\Delta LPID$ $\Delta LPID$ 非 $\Delta LPGDP$
$\Delta LPGDP \neq > \Delta LPID$ $\Delta LPID \neq > \Delta LPGDP$	3	27	6.326 8 5.788 9	0.003 4 0.005 1	$\Delta LPGDP$ 是 $\Delta LPID$ $\Delta LPID$ 是 $\Delta LPGDP$
$\Delta LPGDP \neq > \Delta LPID$ $\Delta LPID \neq > \Delta LPGDP$	4	26	5.251 8 2.521 5	0.006 1 0.079 5	$\Delta LPGDP$ 是 $\Delta LPID$ $\Delta LPID$ 是 $\Delta LPGDP$
$\Delta LPGDP \neq > \Delta LPID$ $\Delta LPID \neq > \Delta LPGDP$	5	25	3.270 5 1.617 8	0.036 5 0.219 4	$\Delta LPGDP$ 是 $\Delta LPID$ $\Delta LPID$ 非 $\Delta LPGDP$

4 方差分解

Granger 因果关系检验结果说明的只是变量间短期的因果关系,还无法对因果关系的强度做出说明,为此,本文利用方差分解法对变量 $LPGDP$ 和 $LPID$ 不同预测期限预测误差的方差进行分解(结果见表 4 和表 5)。由于方差分解将系统中每个内生变量的波动分解成一定比例自身原因和其他变量的贡献^[8],所以它可以较为客观地反映各信息对模型内生变量的相对重要性。

表 4 变量 $LPGDP$ 的方差分解结果

时期	标准误	$LPGDP$	$LPID$
1	0.032 7	100.000 0	0.000 0
2	0.057 1	96.399 0	3.601 0
3	0.078 0	87.148 4	12.851 6
4	0.095 3	76.632 6	23.367 4
5	0.109 3	68.332 2	31.667 8
6	0.120 5	63.062 6	36.937 4
7	0.129 8	60.214 9	39.785 1
8	0.138 4	58.909 0	41.091 0
9	0.147 1	58.385 7	41.614 3
10	0.156 2	58.094 1	41.905 9

由表 4 可知, $LPGDP$ 的预测误差主要来源于自身,占到预测误差的 58% 以上,这说明,从长期来看经济增长受到来自城乡固定资产投资差距变化的影响较小。

表 5 变量 $LPID$ 的方差分解结果

时期	标准误	$LPGDP$	$LPID$
1	0.076 4	18.994 4	81.005 6
2	0.119 4	54.571 9	45.428 1
3	0.149 4	70.639 2	29.360 8
4	0.172 3	69.827 2	30.172 8
5	0.190 2	63.171 6	36.828 4

时期	标准误	$LPGDP$	$LPID$
6	0.202 6	57.876 9	42.123 1
7	0.210 5	55.177 4	44.822 6
8	0.216 4	54.298 8	45.701 2
9	0.222 6	54.471 7	45.528 3
10	0.230 1	55.048 1	44.951 9

表 5 表明,从第二期开始, $LPID$ 的预测误差主要来自于 $LPGDP$,占到总预测误差的 54% 以上,表明经济增长在长期对城乡固定资产投资差距变化的影响较大。

5 结论

1) 经济增长与城乡固定资产投资差距变化之间存在着惟一长期稳定的动态均衡关系。无论是在长期还是短期,经济增长都是城乡固定资产投资差距变化的 Granger 原因。这说明,长期和短期的经济增长都会对城乡固定资产投资差距变化产生影响,经济增长的变化最终将会反映到城乡固定资产投资差距的变化上。基本过程可以理解为,当经济增长出现后,为了促进生产扩张,使增长得以持续,通常会使投资保持在一定水平并根据经济运行状况在行业、区域间做出选择和调整,城乡固定资产投资差距因此而发生变化。由此得到的启示是,一旦城乡固定资产投资差距变化偏离合理限度,无论在短期还是长期通过经济增长使其回归都是可以实现的。1980—2010 年,在经济持续增长的背景下,我国城乡人均固定资产投资差距逐步缩小的事实客观上就说明了这一点。

2) 从短期来看,城乡固定资产投资差距变化是经济增长的 Granger 原因。这说明,合理范围之内的城乡固定资产投资差距变化会对短期的经济增长起到促进作用,而充分利用这一效应实现经济的快速增长或将成为经济政策调控的一个着力点。改革开放后,中国经济之所以能在短期内获得快速增长,在一定程

度上便是得益于城乡有别投资战略的实施。另一方面这也说明,超出合理限度的城乡固定资产投资差距变化可能会对短期的经济增长产生抑制。这提示我们,如何使城乡固定资产投资差距变化保持在合理范围之内,实现经济的稳步增长或将成为政策调控的一个方向。近些年来,中国经济出现的增速下降就可能与农村固定资产投资水平偏低、城乡投资差距变化不合理有关。随着新农村建设的稳步推进和城乡统筹发展战略的全面实施,相信城乡固定资产投资差距将会缩小,而中国经济也将从中获益。

参考文献

- [1] 郭国峰,刘孟晖. 固定资产投资与经济增长关系探究:来自平行数据的证据[J]. 统计研究,2006(12):72-73.
- [2] 龚曙明. 中国固定资产投资与经济增长相互动态决定的实证研究[J]. 经济纵横,2007(5):104-106.
- [3] 张蕊,李忠富,关柯. 我国城乡固定资产投资规模与优化配置[J]. 系统管理学报,2007(8):401-406.
- [4] 王克林. 我国城乡固定资产投资对就业影响的差异比较[J]. 现代商贸工业,2007(12):10-11.
- [5] 姚成龙,章晓英. 我国城乡收入差距与固定资产投资差距的实证分析[J]. 乡镇经济,2009(3):20-22.
- [6] 郑云. 中国农产品出口贸易与农业经济增长——基于协整分析和 Granger 因果检验[J]. 国际贸易问题,2006(7):26-31.
- [7] ENGLE R F, GRANGER C W. Cointegration and Error—Correction Representation, Estimation and Testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55(2):251-276.
- [8] 王坤,张书云. 中国对外贸易与经济增长关系的协整性分析[J]. 数量经济技术经济研究,2004(4):26-33.
- [9] 张嫫,方天堃. 我国城乡收入差距变化与经济增长的协整及因果关系分析[J]. 农业技术经济,2007(3):38-43.
- [10] 武普照,王耀辉. 中国公共物质资本存量估算:1978-2004[J]. 山东财政学院学报,2007(1):21-26.

Studying on Interaction Between the Change of the Gap of Urban-Rural Investment in Fixed Assets and China Economy Growth

LIANG Yong¹, YUE Yang², JIA Li-hua³

(1. The Ltd. Company of Xian CHAN-BA River Development, Xian 710024, China;

2. The Management Committee of Xian CHAN-BA Ecological District, Xian 710024, China;

3. The Agricultural Engineering Survey and Design Institute of Shaanxi Province, Xian 710068, China)

Abstract: This paper uses the change of the gap of urban-rural investment in fixed assets as perspective, uses annual statistical data during 1980 to 2010 to study on the relationship between economy growth and the change of the gap of urban-rural investment in fixed assets, by cointegration analysis and Granger causality test, comes to the conclusion that economy growth is one of the causes of the change of the gap of urban-rural investment in fixed assets whether the term is long or short, but the change of the gap of urban-rural investment in fixed assets affects economy growth only in the short term. Based on this, the paper puts forward that can be the starting point of regulation and control policy to make the deflected gap of urban-rural investment in fixed assets to realize reasonable regression through the economy growth and to promote economy quick growth through the reasonable gap of urban-rural investment in fixed assets.

Key words: urban-rural fixed assets; the gap of investment; economy growth; cointegration analysis; Granger causality test

(上接第 28 页)

Study of Modern Business Logistics Center Construction of Huaihua

WANG Xin-tang

(The Party School of CPC Huaihua Municipal Committee, Huaihua Hunan 418000, China)

Abstract: Hunan Huaihua how to further enlarge and strengthen the business logistics industry, to build Huaihua into a regional modern trade logistics center, in order to enhance the radiation force of the city, is a major theoretical and practical problems in Huaihua. Starting from the analysis of Huaihua construction background and foundation of modern business logistics center, proposed constructive suggestions of the building of the "collection of five province surrounding, service southwest" logistics hub, and Format diversity, reasonable layout of modern logistics pattern

Key words: background and foundation; logistics hub; logistics pattern; three aspects; five strategic; seven aspects at the same time