

建筑业投资与经济增长

——基于 VEC 模型的经验证据

王川¹,任宏¹,余菊²

(1. 重庆大学建设管理与房地产学院,重庆 400045;2. 重庆理工大学经济与贸易学院,重庆 400050)

摘要:文章采用 1995—2008 年时间序列,运用协整理论、误差修正模型和格兰杰因果检验,实证分析了中国建筑投资对经济增长的影响。结果显示,建筑业投资与经济增长之间存在长期的协整关系,建筑业投资与经济增长互为 Granger 因果关系,建筑业投资对经济增长的影响要远大于后者对前者的影响。其政策含义在于,可通过对建筑业投资的适当调控来刺激经济增长。

关键词:经济增长;建筑业投资;VEC 模型

中图分类号:F293.3

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2010)02-0033-05

中国建筑行业自 20 世纪 80 年代以来得到了快速发展,在国民经济中的地位日趋重要。自 1993 年始到 1996 年,中国建筑业产值占国内生产总值(GDP)比重基本保持在 6% 之上,在 1996 年之后虽有所下降,但仍保持在 5%~6% 之间^①。中国政府在《90 年代国家产业政策纲要》中,已将建筑业列为国民经济的支柱产业来发展。判断建筑业的支柱产业地位有一系列标准,其中,建筑业发展能否推动经济增长是衡量其是否是国民经济支柱产业的重要标准。相对于其他产业而言,中国建筑业对整个国民经济的后向关联影响正在加大,它的发展能为其他产业部门的发展提供更广阔的市场,诱发其他产业部门更大的发展,对整个国民经济起到很强的带动作用^[1]。邹高禄以四川省为例分析了建筑业增长对经济增长的长短期影响,发现长期来看,经济与建筑业保持长期均衡关系,建筑业增长将带动经济增长,但带动作用小;短期内建筑业增长不能预示经济增长^[2]。魏新亚、林知炎的研究指出,从中国建筑业的影响力系数变动趋势来看,建筑业对国民经济各部门的影响程度逐年加大^[3]。因此,在需求不足的情况下,适当扶持和优先发展建筑业,会对国民经济产生带动作用。但中国建筑业仍处于劳动密集型产业阶段,劳动生产率水平较低,技术创新能力较弱,产业增值能力有限。庄焰等也指出中国建筑业技术效率仍处在较低的水平,且对资金、能源和劳动力的过分依赖导致投入存在冗余,整体效率无明显提高^[4]。一个重要问题就是,建筑业投资和经济增长之间到底存在一个什么样的互动关系。笔者通过 Granger 因果检验、Johansen 协整检验和方差分解等计量经济学工具,对当前中国建筑业投资和经济增长之间的互动关系进行实证研究。

收稿日期:2010-01-18

作者简介:王川(1970-),男,四川岳池人,重庆大学建设管理与房地产学院博士研究生,主要从事房地产及工程项目管理研究;任宏,男,重庆大学建设管理与房地产学院院长,教授,博导,主要从事房地产及工程项目管理研究。

①数据来源于中华人民共和国国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn>)。
欢迎访问重庆大学期刊社 <http://qks.cqu.edu.cn>

一、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

样本区间为 1995 - 2008 年。研究所选取的数据主要来自历年《中国统计年鉴》^① (其中 2007 和 2008 这两年的数据来源于该年统计公报)。为消除数据中异方差的影响,对数据序列同时取对数。

(二) 变量描述

1. 经济增长变量

经济增长的衡量指标主要有两种:国内生产总值(GDP)或国民生产总值(GNP)。前者是以一国领土为标准,反映了一定时期内一国境内生产的产品与服务总值;后者是以一国居民为标准,反映了一定时期内一国居民生产的产品与服务总值。国内学者在实证过程中采用得较多的是国内生产总值指标,因此遵循惯例,笔者也采用 GDP 来作为经济增长的表征变量。为消除数据中异方差的影响,对国内生产总值数据序列取对数即 LNGDP。

2. 建筑业投资变量

建筑业的发展和整体经济状况密切相关,建筑业投资的增长与国内生产总值的增长总体上呈现出明显的正相关特征。因此,笔者采用建筑业投资额作为分析变量,此指标从总体上反映了建筑业的基本投入情况。为减少数据处理中的误差,遵循惯例,对该变量建筑业投资额数据序列取自然对数即 LNCI。

(三) 检验方法

一般经济变量都可以用时间序列来表示,如果它的均值和方差都不随时间变化,就称这个序列是稳定序列。如果一个序列在成为稳定序列之前必须经过 d 次差分,则称该序列是 d 阶单整。按照协整理论,几个同阶单整的时间序列之间可能存在着一种长期稳定关系,其线性组合可以降低单整阶数即所谓的协整关系,误差修正模型就是建立在这种理论之上的。

如果建筑业投资 LNCI 和经济增长 LNGDP 之间不存在着协整关系,可直接使用向量自回归 VAR 模型来检验 Granger 因果关系;若两者之间存在协整关系,则要使用向量误差修正(VEC)模型研究建筑业投资和经济增长之间的相互引导关系和相互影响力。只有当检验结果对滞后长度具有较低的敏感性时,所得的关于 Granger 因果检验的结论才有较高的可信度,所以检验时一般需要选择不同的滞后阶数进行检验,以考察检验结果的敏感性。建筑业投资和经济增长之间的误差修正模型可表示为:

$$\sum_{i=1}^n \alpha(i) \Delta \text{LNCI}_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中 Δ 为一阶差分, $\alpha_1(i)$, $\alpha_2(i)$ 为短期调整系数, ECM_{t-1} 为建筑业投资 LNCI 和经济增长 LNGDP 协整关系中的误差修正项, α_0 为误差修正项系数, n 为滞后阶数,按照 AIC 准则选定。误差修正项的系数 α_0 具有两方面的作用,一是可以识别建筑业投资和经济增长之间 Granger 因果关系的方向,二是在系统偏离均衡状态时,可以测量建筑业投资和经济增长的调整速度和调整方向。

如果变量间存在着协整关系,则需要使用 VEC 模型来进行方差分解分析。方差分解是将系统的预测均方误差分解成系统中各变量冲击所做的贡献。因此,可以将任意一个内生变量的预测均方误差分解成系统中各变量的随机冲击所做的贡献,从而计算出每一个变量冲击的相对重要性。通过比较不同变量贡献百分比的大小,就可以估计出各变量效应的大小;同时根据贡献百分比随时间的变化,也可确定一个变量对另一个变量的作用时滞。

考虑到经济变量的时序数据可能具有非平稳的性质,不适宜运用经典计量经济理论 OLS 模型进行分析。所以,笔者拟采用动态计量经济学的误差修正模型来定量分析建筑业投资和国民经济的相互作用。首先运用 ADF (Augmented Dickey-Fulle, 即增项迪基-富勒检验) 法检验各变量的单整性。若各变量均为同阶单整过程,则运用 Johansen 协整检验(一种基于向量自回归模型的协整检验方法)考察其长期关系。如果系统变量之间存在协整关系,则建立误差修正模型以考察变量间的短期因果关系和短期动态调整机制,并根据误差修正模型进行方差分解分析。所有检验均使用 Eviews5.0 软件。

二、结果与分析

(一) 变量的单位根检验

以时间序列为依据的经验分析都假定时间序列是平稳的,否则直接对非平稳的时间序列进行回归将导致伪回归现象,故在对时间序列数据进行计量分析时,首先要对各变量进行平稳性检验。广义地说,如果一个随机过程的均值和方差在时间过程上都是常数,并且在任何两个时期之间的协方差仅依赖于该两时期之间的距离或滞后,而不依赖于计算这个协方差的实际时间就称其为平稳。如果一个原始序列平稳,我们称之为 $I(0)$ 过程。如果一个原始时间序列不平稳,而经过一阶差分变成平稳的,我们就说原始(随机)序列是一阶单整,简称 $I(1)$ 。基于 VECM (Vector Error Correction Model 误差修正模型) 的估计和 Johansen 协整检验均要求系统中的各变量

$$\Delta \text{LNGDP}_t = \alpha_0 \text{ECM}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_1(i) \Delta \text{LNGDP}_{t-i} +$$

同时满足 $I(p)$ (一般为 $I(1)$ 一阶) 过程。平稳性的常用检验方法是单位根检验。

采用 ADF 检验方法分别对变量 $\ln gdp$ 、 $\ln ci$ 进行单位根检验,结果列表在表 1 中。ADF 检验的原假设是序列存在单位根,即序列是非平稳的。结果显示:两个序

列在 10% 的显著性水平上存在单位根的原假设无法拒绝。一阶差分后,所有序列均在 5% 的显著性水平上可以拒绝非稳态的原假设。因此可以初步推断,两变量表现为一阶单整即 $I(1)$ 。换句话说,两变量虽不是平稳的,但它们的一阶差分可能是平稳的。

表 1 单位根平稳性检验结果

一阶差分检验结果			水平检验结果			
	变量					
	检验形式	ADF 值	P 值	检验形式	ADF 值	P 值
LNGDP	(C,0,0)	-0.414 681	0.970 9	C,1,1)	-3.648 409	0.026 1
LNCI	(C,0,2)	2.302 109	0.999 6	C,0,0)	-3.463 228	0.029 7

注:检验形式 (C, T, L) 中, C, T, L 分别代表常数项、趋势项和滞后阶数。

(二) 确定水平 VAR 模型的最佳滞后阶数 L

事实上,由于 VAR 模型的实际滞后阶数是未知的,因此进行因果关系检验时需要首先确定水平 VAR 模型的最佳滞后阶数。根据 Sims 和 Toda 等的研究,确定水平 VAR 模型的最佳滞后阶数的方法是从一般到特殊从较大的滞后阶数开始,通过对应的

LR 值、FPE 值、AIC 值、SC 值、HQ 值等确定。

考虑到样本区间的限制,笔者从最大滞后阶数 $L=2$ 开始,并根据 LR 值、FPE 值、AIC 值、HQ 值等选择最佳滞后阶数。由表 2 可知,在 5 个评价指标中有 4 个认为最佳滞后阶数为 1,故应建立 VAR(1) 模型。

表 2 VAR 模型的最佳滞后阶数检验结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	4.362 17	NA	0.002 314	-0.393 695	-0.312 877	-0.423 616
1	49.714 23	68.028 10 *	2.40e-06 *	-7.285 705 *	-7.043 252 *	-7.375 470
2	53.527 47	4.448 78	2.70e-06	-7.254 578	-6.850 489	-7.404 186 *

注:* 代表在 5% 显著性水平上拒绝原假设。

(三) 模型的稳定性检验

根据图 1 的稳定性检验,VAR(1) 模型有一个根落在单位圆之外,表明 VAR(1) 模型中存在大于 1 的根,故 VAR(1) 模型是一个非平稳系统,因此还需进行协整检验以验证两变量是否存在协整关系。

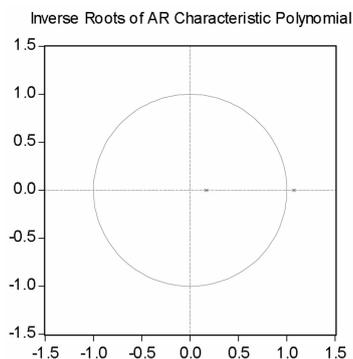


图 1 VAR 模型的稳定性检验

(四) Johansen 协整检验及长期均衡方程

虽然建筑业投资与经济增长都具有各自的长期

波动规律,但是如果能证明它们是协整的,则可以确定它们之间存在着一个长期稳定的均衡关系。时间序列的平稳性检验显示这些变量是一阶单整的,所以可进行协整检验以验证两者是否存在协整关系。协整检验有两种主要方法:一是 Engle 和 Granger 提出的基于协整回归残差的 ADF 检验,二是 Johansen 和 Juselius 提出的基于 VAR 的协整系统检验。假设协整方程含截距项而不含时间趋势项,滞后阶数取 2,对 Z_t 进行 Johansen 的特征根协整检验,检验结果见表 3。

根据表 3 的协整检验结果,在 5% 的检验水平上,有迹统计量 $21.256 03 > 15.494 71$, $1.632 724 < 3.841 466$,表明应该拒绝没有协整关系的原假设,对应地接受存在一阶协整关系;最大特征统计量 $19.623 31 > 14.264 60$, $1.632 724 < 3.841 466$,也得出同样结果。因此可能推断,从长期趋势来考察,两个变量之间存在长期协整关系。

表 3 Johansen 协整检验结果

零假设	Eigenvalue	Trace	5% 临界值	P	Max - Eigen	5% 临界值	P
None *	0.832 025	21.25 603	15.494 71	0.006 0	19.623 31	14.264 60	0.006 5
At most 1	0.137 939	1.632 724	3.841 466	0.201 3	1.632 724	3.841 466	0.201 3

根据结果还得到标准化的协整参数向量为 $\beta = (1 - 0.586 \ 103)'$, 故建筑业投资与经济增长之间对应的协整方程为:

$$\text{LNGDP} = 0.586103 \text{ LNCI} + 8.218254 \quad (1)$$

由此可得建筑业投资对经济增长的长期弹性是 0.586 103, 即长期内, 中国建筑业投资每变动 1%, 经济增长将同方向变动 0.586 103%。

表 4 误差修正模型估计结果

Error Correction:	ΔLNGDP_t	ΔLNCI_t
ECM $t-1$	0.142 198 [3.917 59]	1.401 846 [3.770 33]
$\Delta \text{LNGDP}_{t-1}$	0.550 723 [5.471 39]	-0.385 587 [-0.373 97]
ΔLNCI_{t-1}	0.164 714 [7.509 08]	0.109 131 [0.485 69]
C	0.031 839 [2.665 03]	0.168 471 [1.376 66]
Adj. R-squared	0.914 269	0.509 245
F-statistic	40.102 98	4.804 814
Log likelihood	38.908 37	10.988 76
Akaike AIC	-5.818 062	-1.164 793
Schwarz SC	-5.656 427	-1.003 158

注: ECM 为误差修正项; 括号中为 t 检验量的值。

(五) 误差修正(VEC)模型

根据 Granger 定理, 两个具有协整关系的变量一定具有误差修正模型的表达形式。前面已知建筑业投资与经济增长之间有长期协整关系, 但在短期内两者可能会出现失衡, 因此需通过建立误差修正模

型将它们的短期行为与长期值联系起来。由于上面我们已经检验出存在协整关系, 所以可以据此建立向量误差修正模型。向量误差修正模型是对诸变量施加了协整约束条件的向量自回归模型。其中, 误差修正项反映了变量在短期波动中偏离它们长期均衡关系的程度, 误差修正模型可以很好地反映一旦发生了上述偏离后变量各自的运动方向和速度。估计结果见表 4。

根据 VEC 模型, 可以看到误差修正项与两个变量各滞后项的组合对于 LNGDP 的解释能力较强, 调整 R^2 约为 0.91; 而对于 LNCI 的解释能力较弱。由表可知, 建筑业投资对 GDP 增长的短期弹性是 0.164 714, 即建筑业每增长 1%, 短期(一年内)拉动 GDP 增长约 0.16%。

(六) 基于 VEC 模型的 Granger 因果关系检验

鉴于这两个变量之间存在着协整关系, 需要建立 VEC 模型进行 Granger 因果检验, 并选择不同的滞后阶数, 以考察检验结果的敏感性。Toda 和 Yamamoto 建议在模型中加入额外的滞后阶数 d (d 为各变量的最大单整阶数), 进行因果关系检验。至于变量的最大单整阶数 d , 笔者选取 $d=0$ 或 $d=1$, 因为已有的研究显示, 绝大部分宏观经济变量多为 1(0) 或 1(1) 过程, 即变量是稳定的或含有最多 1 个单位根。对年度数据来说, 这是比较合理的假设。两变量系统 $Z_t = [\text{lngdp}, \text{lnci}]$ 的 VEC 模型的检验结果见表 5。

表 5 Granger 因果关系检验结果

零假设 H_0	$d=0$		$d=1$	
	F 值	P 值	F 值	P 值
lnci 对 lngdp 无 Granger 影响	20.924 40	0.001 02	9.666 85	0.009 68
lngdp 对 lnci 无 Granger 影响	5.297 44	0.044 13	7.428 07	0.018 59

根据表 5, 在 1% 显著性水平上, 建筑业投资是经济增长的 Granger 因; 在 5% 显著性水平上, 经济增长是建筑业投资的 Granger 因, 这说明中国建筑业投资与经济增长之间存在双向 Granger 因果关系。

(七) 方差分解

利用表 4 中的 VEC 模型进行两者的预测均方误差分解。如表 6 所示, 在 LNGDP 的预测均方误差分解中, 在短期, 经济增长本身的贡献是最主要的贡献因素, 第 3 年的比率高达 80.67%。但从长期来看, 建筑业投资的贡献在上升, 从第 2 年的 28.49% 上升到第 10 年的 44.67%。在 LNCI 的预测均方误差分解中, 建筑业投资本身的贡献是最主要的贡献因素, 前 6 年自身的贡献均在 90% 以上, 但从长期来看, 经济增长的贡献在上升, 从第 1 年的 1.77% 上升

到第 10 年的 22.93%。预测均方误差分解的分析可以推断, 建筑业投资对 GDP 的影响要远大于后者对前者的影响。

表 6 方差分解结果

Period	LNGDP		LNCI	
	LNGDP	LNCI	LNGDP	LNCI
1	100.000 00	0.000 00	1.772 595	98.227 40
2	71.511 97	28.488 03	3.520 122	96.479 88
3	80.672 88	19.327 12	5.651 531	94.348 47
4	68.322 97	31.677 03	7.271 515	92.728 49
5	73.123 89	26.876 11	8.101 621	91.898 38
6	72.999 33	27.000 67	8.999 575	91.000 43
7	64.404 11	35.595 89	13.966 76	86.033 24
8	60.415 43	39.584 57	17.223 42	82.776 58
9	58.940 91	41.059 09	19.149 31	80.850 69
10	55.329 93	44.670 07	22.933 75	77.066 25

三、结论

笔者借助计量经济软件 Eview 5.0,对中国 1995-2008 年间建筑业投资与经济增长进行了实证研究。首先运用 ADF 方法检验各变量的单整性,其次运用 Johansen 协整检验来考察其长期关系,然后建立误差修正模型以考察变量间的短期 Granger 因果关系和短期动态调整机制,并根据误差修正模型进行预测均方误差分解。研究表明:(1)从长期趋势来考察,建筑业投资与经济增长之间存在长期协整关系。建筑业投资对经济增长的长期弹性约为 0.586,即长期内,中国建筑业投资每变动 1%,经济增长将同方向变动约 0.586%,呈正相关效应。(2)通过误差修正模型可以看出,建筑业投资对 GDP 增长的短期弹性约为 0.16,即建筑业每增长 1%,短期(一年内)拉动 GDP 增长约 0.16%。由于建筑行业建筑产品周期长,故对经济增长有长期拉动作用,但短期的推动作用不太明显。(3)Granger 因果关系检验结果显示,建筑业投资与经济增长之间存在双向 Granger 因果关系。一方面,建筑业投资能够有效地拉动国民经济的增长,长期稳健的建筑业投资发展

政策会推动国民经济长期发展;另一方面,经济增长对建筑业投资的具有反向推动作用,这是因为 GDP 增长能带来收入的增加,从而有更多的资金投入建筑业投资中去,进而促进建筑业的发展。另外,通过对经济增长波动性的研究也有助于预测建筑业投资的走势,反之亦然。(4)从预测均方误差的贡献百分比来看,建筑业投资对经济增长的影响要远大于后者对前者的影响。但总的来说,无论是建筑业投资还是经济增长的预测均方误差分解,变量自身的贡献都占主导地位。

参考文献:

- [1]金维兴,张文艳. 中国建筑业支柱产业地位分析[J]. 建筑经济, 2001(8):6-9.
- [2]邹高禄. 建筑业对经济增长的长期和短期影响[J]. 重庆建筑大学学报, 2005(6):117-122.
- [3]魏新亚,林知炎. 中国建筑业的产业地位和发展水平分析[J]. 哈尔滨工业大学学报, 2004(1):124-128.
- [4]庄焰,等. 中国建筑业投入产出效率分析:1991-2003 [J]. 建筑经济, 2006(12):9-12.

Empirical Study on the Construction Investment and Economic Growth in China

WANG Chuan¹, REN Hong¹, YU Ju²

(1. College of Construction Management and Real Estate, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China;
2. School of Economics and Trade, Chongqing University of Technology, Chongqing 400050, P. R. China)

Abstract: Based on co-integration test, error correction model and Granger causality test, the empirical study on the construction investment and economic growth in China during 1995 to 2008 has been conducted. The study shows that there exists a longterm co-integration relationship between the construction investment and economic growth. The evidence shows that the construction investment is significantly positively related to economic growth. The study also shows that there exists two-way Granger causality between the construction investment and economic growth. Variance decomposition analysis indicates that the impact of construction investment on economic growth is much larger than that of economic growth on construction investment. The policy implication is that, economic growth could be effectively adjusted by controlling construction investment.

Key words: economic growth; construction investment; vector error correction model

(责任编辑 傅旭东)