

ZhongGuo FangDiChanYe FaZhan Yu
JingJi ZengZhang

中国房地产业发展与 经济增长

中国的房地产业发展和经济增长都已经到了一个面临重大转折的关键时期。从房地产业发展来看，经过多年市场化的推动，无论是已竣工的住房还是潜在的建筑业产能都已经到达了历史高点。房地产市场的投资活动和投机行为已经积聚了越来越多的风险，以“土地财政”为核心的房地产开发模式已经呈现出诸多问题，房地产市场宏观调控政策不能适应房地产市场的现实。这些现象表明，曾经起过巨大作用的房地产业发展模式需要从制度层面进行反思，实现从住房的产业政策向住房的社会政策转型。应优先满足社会中低收入群体的基本居住需求，在此基础上提供改善性需求乃至奢侈性需求。从中国经济增长的现实来看，在全球化的背景下，贸易、投资和金融都对国内经济增长态势和政策取向产生了越来越大的影响，当前国内投资驱动的增长模式尚未彻底改变，结构转型的任务依然艰巨，在通货膨胀的压力下，宏观调控政策面临“两难”抉择。



张明之 毛丰付 孙建波 等著



经济科学出版社
Economic Science Press

中国房地产业发展与经济增长

张明之 毛丰付 孙建波 等著

经济科学出版社

图书在版编目 (CIP) 数据

中国房地产业发展与经济增长 / 张明之, 毛丰付,
孙建波等著. —北京: 经济科学出版社, 2011. 12
ISBN 978 - 7 - 5141 - 1377 - 8

I. ①中… II. ①张…②毛…③孙… III. ①房地产
业 - 经济发展 - 中国 - 文集②房地产业 - 经济增长 - 中
国 - 文集 IV. ①F299.233 - 53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2011) 第 261716 号

责任编辑: 张庆杰 程振峰
责任校对: 刘 昕
版式设计: 代小卫
技术编辑: 王世伟

中国房地产业发展与经济增长

张明之 毛丰付 孙建波 等著
经济科学出版社出版发行 新华书店经销
社址: 北京市海淀区阜成路甲 28 号 邮编: 100142
总编部电话: 88191217 发行部电话: 88191540
网址: www.esp.com.cn

电子邮件: esp@esp.com.cn

北京季蜂印刷有限公司印装

787 × 1092 16 开 21 印张 400000 字

2011 年 12 月第 1 版 2011 年 12 月第 1 次印刷

ISBN 978 - 7 - 5141 - 1377 - 8 定价: 38.00 元

(图书出现印装问题, 本社负责调换)

(版权所有 翻印必究)

序 言

本书是一本以“中国房地产业发展与经济增长”为主题的论文集，论文作者都是我十年来指导过的博士研究生及博士后。看到他们的这些研究成果，我感到非常欣慰，正所谓“桃李不言，下自成蹊”。面对同学们的最新研究成果，作为他们学术成长的引路人和见证者，我有兴趣也有义务结合自己的研究体会提供一个导读，谈一点认识。

我的学习和研究生涯，基本上是与改革开放的时代大潮同步，经历了中国市场化改革的全过程。作为一名经济理论研究者，丰富多彩、日新月异的市场化进程是难得的时代机遇，也带动着我的研究兴趣不断延伸。我认为，工业化与城市化是中国经济发展的重要驱动力，这一研究观点持续至今。只不过，随着中国改革开放的深化，我所研究的问题逐步由“城市化问题”深化为“房地产市场发展问题”，由经济发展的一般规律研究深化到经济增长的决定因素研究。随着我的研究重点的转变，跟随我学习的各位博士研究生和博士后依据他们各自的基础、特长和兴趣选择了相应的研究方向。在本论文集里也就集中反映为两个方面的主题。

第一个主题是有关房地产市场发育与房地产业发展的。我一直认为经济转型，无论是体制转型，还是其他方面的转型都要以实现现代化作为转型的目标，市场化改革实际上是为实现现代化提供制度保证。脱离现代化的目标，为市场化而市场化，这种经济转型是没有意义的。现代化的内涵是超越市场本身的，它要求实现法制规则、伦理道德乃至人的全面发展。也就是说，现代化的进程在某种程度上是与市场经济体制成熟、完善相一致的。这些年来对中国房地产市场演进的研究再一次证明，市场的内涵及其作用机制远比我们所设想的复杂和深邃，值得进行审慎而深入细致的探讨。

中国房地产市场的发育既是提高资源配置效率的需要，也是满足人民群众日益增长的居住需求的需要。风云际会，研究房地产市场效应及房地产业的发展路径就成为一个时代的热门话题。本书重点探讨了有关房地产业发展、房地产市场效应及房地产经济运行多方面的理论论争和现实问题。包括中国房地产价格的决定因素及其波动规律，中国房地产制度的演变及其对房地产业发展的影响，中国房地产市场结构的特征及其福利效应，中国房地产宏观调控政策效应，中国房地产业发展对于经济增长的影响效应等。这些研究既贴近中国房地产市场运行现实，又能够纵深探索，从国际比较、制度变迁等角度加以解析，对于理解相关问题有一定的借鉴价值。

第二个主题是对中国经济增长的多种理论解读。在传统的发展经济学理论中，曾经探讨过多种影响经济增长的因素，这些因素对于未来中国和世界的经济增长依然非常重要，并与新的现实问题结合，焕发出勃勃生机。这本论文集中，也有一部分论文从中国30年来的经济增长实践出发，对一些具体、突出的影响因素进行了分析。包括土地财政发展模式的后果研究，地方政府公共支出与居民消费关系研究，总需求结构与经济增长研究，结构性通货膨胀与经济发展方式转变研究，外国直接投资的增长效应研究，人力资本的增长效应研究，市场结构、产业政策与福利影响研究等，这些论文所采取的视角新颖，内容扎实，非常值得一读。

总体来看，我觉得各位博士所撰写的论文不仅能够密切关注中国改革开放的现实，具有很强的问题意识，而且在论文的写作上规范严谨，思路清晰，逻辑严密，所采取的研究方法新颖多样，显示出了很强的独立从事科研的能力和良好的学风、扎实的功底。我很高兴看到这种“青出于蓝而胜于蓝”局面的出现，各位青年学者的茁壮成长显示了中国经济学发展的未来和希望，也寄托了我们这一代学人的良好愿望。

当前，中国的房地产业发展 and 经济增长都已经到了一个面临重大转折的关键时期。从房地产业发展来看，无论是已竣工的住房还是潜在的建筑业产能都已经到达了历史高点，房地产市场的投资活动和投机行为已经积聚了越来越多的风险，以“土地财政”为核心的房地产

开发模式已经呈现出诸多问题，房地产市场宏观调控政策不能适应房地产市场的现实。这些现象表明，曾经起过巨大作用的房地产业发展模式需要从制度层面进行反思，实现从住房的产业政策向住房的社会政策转型。应优先满足社会中低收入群体的基本居住需求，在此基础上满足改善性需求乃至奢侈性需求。从中国经济增长的现实来看，在全球化的背景下，贸易、投资和金融都对国内经济增长态势和政策取向产生了越来越大的影响，当前国内投资驱动的增长模式尚未彻底改变，结构转型的任务依然艰巨，在通货膨胀的压力下，宏观调控政策面临“两难”抉择。

回顾中国经济发展历程，房地产业发展与经济增长所面临的问题又有着千丝万缕的联系，从某些角度看，甚至存在共同的成因。从增长模式来看，近十年来房地产业及其关联产业成为拉动经济增长的重要力量，一旦房地产业面临紧缩时，经济增长难免受到影响。而转变经济发展方式，推动产业结构调整又要求房地产业在规模和质量上作出巨大转变。这就意味着，必须从转变经济发展方式的高度来思考房地产业的未来发展道路，也需要深入研究房地产业的发展规律，以协调宏观经济的运行。从共同原因来看，信心、信任、信念这些无形因素对于房地产市场的波动和经济增长都具有极其重要的作用，这也意味着对于价值、信念乃至社会文化等经济增长决定的无形因素的研究还有待深入。

当然，未来中国经济社会的持续发展，必须解决经济增长的微观机制问题，企业活力和创新精神是一国持续经济增长的微观保障。企业家精神也是促进房地产业发展 and 经济增长的共同因素，如何培育和激发企业家精神，是关系到未来中国发展的前沿问题。

希望各位同学以“长江后浪推前浪”的精神在学术的江河中奋勇争先，也祝愿中国经济社会的改革和发展能如长江东去，奔涌向前。

高 波

二〇一一年孟秋于金陵长江之畔

目 录

上篇 房地产市场与住房政策

中国房地产业发展与经济增长关系的实证研究	孔 煜	3
房地产价格波动：特征、效应与调控	宋 勃	12
房地产市场货币政策区域效应		
——基于我国 31 个省区市的实证分析	王先柱	23
通货膨胀、住房所有者资本成本与住房需求		
——中国 35 个大中城市面板数据的实证分析	王文莉 高 波	45
非线性视角下中国房地产财富效应的测度研究		
——基于 1996 ~ 2008 年省际面板数据的分析	陈 健 高 波	59
政企博弈与中国房价地价的“棘轮效应”	毛丰付 任国良	78
管制和垄断对中国房地产开发成本的影响估计		
——基于 SFA 模型及 30 个城市面板数据的分析	邹琳华	88
土地财政的标尺竞争机制与空间效应分析	骆祖春 高 波 赵奉军	104
财政分权、地方政府竞争行为与房价波动		
——中国 35 个大中城市的实证研究	李勇刚 李 祥 高 波	119
房地产业税负水平实证研究	程 瑶	134
城市住房空置率统计的境外经验与初步估计	赵奉军	146
住房市场政府干预		
——国际借鉴及中国政策选择	厉 伟	157
保障房建设、房地产市场发展与经济增长	王辉龙	167

下篇 工业化、城市化与经济增长

产业集聚、新产业区与城市经济空间整合·····	张明之	189
主动城市化：经济结构调整的关键依托·····	孙建波 张志鹏	200
工业化与农地产权制度演进的方向·····	李燕燕 耿明斋	222
人力资本与产业结构转化的动态匹配效应		
——就业、增长和收入分配问题的评述·····	靳卫东	233
江苏医药产业组织特征分析及产业政策研究·····	熊季霞	244
我国医疗市场中的消费挤出效应及其福利影响分析·····	陈长江 高波	255
外商直接投资对我国就业的影响		
——基于面板 VAR 的分析·····	黄旭平 张明之	269
从生产大国到消费大国：现状、机制与政策·····	毛中根 洪涛	280
中国地方政府支出与居民消费关系的区域差异研究·····	洪涛 毛中根	297
基本公共服务供给：效率差异与均等化·····	王业强	312
后记·····		326

上 篇

房地产市场与住房政策



中国房地产业发展与经济增长关系的实证研究

孔 煜*

【内容提要】 本文基于我国东、中、西部地区房地产业与经济增长的面板数据,运用面板单位根检验、协整检验与误差修正模型,对我国房地产业发展与经济增长关系进行了实证分析。结果发现,东部地区和中部地区的房地产投资额与经济增长互为因果关系,但西部地区房地产投资额与经济增长并不存在因果关系;东部、中部和西部地区的商品房销售额与经济增长互为长期因果关系,但它们的商品房销售额与经济增长之间的短期因果关系却存在差异。

【关键词】 房地产发展;经济增长;面板数据

一、引言

近年来,伴随着房地产市场的逐步繁荣,房地产业在国民经济中的地位不断提高,房地产业与国民经济发展的互动性也越来越明显^[1]。一方面,以住宅建设为主的房地产业在拉动经济增长、扩大就业等方面起到了积极的作用;另一方面,房地产业的快速发展,也得益于国民经济持续快速的的增长以及城镇化进程的加快。因此,从理论和实证两方面探讨房地产业发展和经济增长之间的相互关系显得尤为重要。

目前国内已有学者对房地产业与国民经济之间的关系进行了探讨。皮舜、武康平(2004)^[2]利用 Granger 检验,发现 1994~2002 年间我国区域房地产市场的发展与经济增长之间存在着双向因果关系;郑思齐、刘洪玉(2004)^[3]也是利用 Granger 检验,发现与其他投资相比,建筑投资对经济的短期影响更强一些;这表明房地产投资是我国经济短期波动的重要因素。梁云芳、高铁梅、贺书军(2006)^[4]利用协整分析和 H-P 滤波并建立变参数模型和向量自回归

* 孔煜(1975—),女,贵州贵阳人,管理学博士,贵州大学教授。

模型,发现房地产市场与经济基本面之间相互拉动又相互牵制,随着市场经济体制的不断完善,它们之间的互动关系会越来越强。但是,房地产业的发展具有较强的区域性特征,而且就我国而言,各省、市的经济发展水平具有较大的差异。因此,笼统地分析房地产业与经济增长的关系所得到的结论可能会有失偏颇。基于这样的认识,本文在已有文献的基础上,根据1998~2005年各省市的面板数据,利用计量分析中的面板单位根检验、协整检验以及误差修正模型,分区域对我国房地产业发展和国民经济增长之间的长期和短期因果关系进行了实证检验和分析,以期为进一步分析房地产市场和经济增长之间的协调发展关系提供科学的依据。

二、研究框架

(一) 房地产业发展与经济增长指标选择

在房地产业发展指标的选择上,鉴于数据的可获得性,本文选取商品房销售额(RES)和房地产投资额(REI)两个指标度量房地产业的发展水平。而在经济增长指标的选择上,国内外学者基本达成共识,用GDP或人均GDP的增长率来反映经济增长。基于发展经济的目的是增进居民的福祉,同时也剔除人口规模的影响,本文选择人均GDP(GDP)来反映经济增长情况。同时,为剔除物价水平变动的影响,本文将以上年价格为100的居民销售价格指数转换为以1998年价格为100的价格指数,即将各指标全部转换为1998年不变价的商品房销售额(RRES)、房地产投资额(RREI)以及人均GDP(RRGDP);同时,为消除可能存在的异方差,对指标进行自然对数处理,记为 $\ln RRES$ 、 $\ln RREI$ 和 $\ln RRGDP$ 。由于各区域经济发展水平及房地产业发展之间存在较大差异,为此,本文基于区域经济理论及统计年鉴的划分方法,将我国分为东、中、西部地区分别进行考察。其中东部地区包括:北京、天津、河北、江苏、上海、浙江、山东、辽宁、广东、福建、广西和海南12个省(市、自治区);中部地区包括:安徽、江西、湖北、湖南、河南、内蒙古、山西、黑龙江和吉林9个省(自治区);西部地区包括:四川、贵州、云南、重庆、宁夏、青海、甘肃、新疆和陕西9个省(市、自治区),由于数据原因,本文没有包括西藏自治区。

(二) 计量方法

本文分三步对房地产业发展与经济增长之间的关系进行检验。首先,利用面板数据单位根检验方法对其进行单位根检验;在此基础上,运用恩格尔和格兰杰(Engle & Granger, 1987)^[5]的两步法,对其进行长期因果关系检验;在存在长期因果关系的条件下,本文最后建立面板数据误差修正模型进行短期因果关系的检验。

1. 面板数据单位根检验

最早使用面板数据进行单位根检验的是巴尔加瓦等(Bhargava et al., 1982)^[6]。他们利用修正的DW统计量提出了一种可以检验固定效应动态模型的残差是否为随机游走的方法。随后,许多学者对此进行了大量的研究。布赖通(Bbreitung, 2000)^[7]采用类似于Levin和Lin的方法,但考虑的是不同代理变量和趋势的情形。Levin、Lin和Chu(LLC检验, 2002)^[8]进一步允许随机误差项可以具有不同的序列相关形式,并提出了与之相应的ADF检验。这种面板单位根检验方法与他们之前的检验方法相比具有更强的应用性,其假设也更接近于实际,因此在一段时期内得到了广泛的应用。但是,它也存在严重的局限性,它假设各纵剖面时间序列一阶滞后项的回归系数在零假设和备择假设下都是相同的。于是,所有纵剖面时间序列或者都含有单位根,或者所有纵剖面时间序列都是平稳序列。显然,LLC检验的零假设是可以理解的,但是,备择假设与实际相距甚远。针对LLC检验的这一缺陷,因、佩萨兰和星(Im, Pesaran & Shin; 2003)^[9]提出了异质面板数据(Heterogenous panel data)的单位根检验,简称IPS检验。IPS检验放松了各纵剖面时间序列一阶滞后项的回归系数必须相同这一约束条件,在备择假设下,允许有一些纵剖面时间序列含有单位根。为克服选择一种方法进行检验所带来的偏差,本文选择三种方法对房地产业发展与经济增长的各变量进行单位根检验。

2. 面板数据协整分析及长期因果关系检验

协整理论主要用于寻找两个或多个非平稳变量之间的均衡关系,如果某两个或多个同阶时间序列向量的某种线性组合可以得到一个平稳的误差序列,则这些非平稳的时间序列之间存在长期均衡关系,即具有协整性。

为了检验变量间的长期因果关系,在此运用恩格尔和格兰杰(1987)提出的两步检验法。在检验房地产业发展是否是经济增长的长期原因时,如果度量房

地产业发展和经济增长的变量是同阶单整的, 则对下面两式运用面板方程估计方法进行回归, 得到残差序列 E_{it} , 同时运用上述三种检验方法对该残差序列进行单位根检验, 以判断残差序列的平衡性。如果 E_{it} 是平稳的, 说明两者之间的长期关系成立。

$$\ln RRGP_{it} = \alpha_1 \ln RREI_{it} (\alpha_2 \ln RRES_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln RREI_{it} (\ln RRES_{it}) = \beta_1 \ln RRGP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

3. 面板数据误差纠正模型及短期因果关系检验

协整关系只反映变量之间的长期均衡关系, 为弥补长期静态模型的不足, 可通过短期动态模型反映短期偏离长期均衡的修正机制。同时, 由于数据年限不长, 通过进行上述检验得到的长期关系令人质疑 (Christopoulos 和 Tsionas, 2004)^[10]。为此, 在长期因果关系成立的条件下, 我们有必要进行短期因果关系检验, 以前述检验结果进行稳健性分析。同时, 通过短期因果关系检验, 我们还可以进一步增强对房地产业发展与经济增长之间短期运行关系的认识。构建以下面板数据误差修正模型:

$$\begin{aligned} \Delta \ln RRGP_{it} = & \alpha_i + \sum_{l=1}^m \alpha_l \Delta \ln RRGP_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \beta_l \Delta \ln RREI_{i,t-l} \\ & \left(\sum_{l=1}^m \delta_l \Delta \ln RRES_{i,t-l} \right) + \lambda ECM_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln RREI_{it} (\Delta \ln RRES_{it}) = & \eta_i + \sum_{l=1}^m \gamma_l \Delta \ln RREI_{i,t-l} \left(\sum_{l=1}^m \mu_l \Delta \ln RRES_{i,t-l} \right) \\ & + \sum_{l=1}^m \beta_l \Delta \ln RRGP_{i,t-l} + \lambda ECM_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

式 (3) 和式 (4) 中, Δ 表示一阶差分运算, ECM_{it} 表示长期均衡误差, 其他与前面式子相同。如果 λ 为零被拒绝, 说明误差修正机制产生, 检验得到的长期因果关系是可靠的, 反之则是不可靠的。如果式 (3) 和式 (4) 中的 β_l 或 α_l 为零被拒绝, 说明短期因果关系成立, 反之则无短期因果关系。

三、实证结果及分析

(一) 面板数据单位根检验

在进行单位根检验之前, 我们首先对商品房销售额 (RRES)、房地产投资

额 (RREI) 以及人均 GDP (RRGDP) 三变量进行初步判断检验回归中是否有常数项、趋势项, 结果发现, 三变量都包含有常数项, 但不具有时间趋势项。在此基础上, 分别对三变量进行 LLC 检验、B 检验和 IPSW 检验。检验结果见表 1。表 1 表明, 东、中、西部地区商品房销售额 (RRES)、房地产投资额 (RREI) 以及人均 GDP (RRGDP) 的水平值经三种方法检验, 均有单位根。经过一阶差分后, 仍然有单位根 (结果未列示), 为此进行二阶差分, 经相同方法检验, 发现其结果均通过 1% 的显著性检验, 即说明三个变量都是二阶单整 I (2)。

表 1 东、中、西部地区面板单位根检验结果

区域	变量	水平值			二阶差分值		
		LLC	B	IPS	LLC	B	IPS
西部	lnRREI	0.7661	0.6796	3.0065	-9.3438 ***	-1.5557 *	-3.0143 ***
	lnRRES	1.3699	-0.7777	2.5365	-5.4184 ***	-1.0317	-2.6483 ***
	lnRRGDP	11.9748	-1.3915 **	10.969	-12.8617 ***	-2.5911 ***	-4.7818 ***
中部	lnRREI	0.9176	0.8241	2.8613	-7.5708 ***	-3.0894 ***	-1.8149 **
	lnRRES	4.3752	-2.2711 **	4.9420	-12.739 ***	-1.5427 *	-4.2778 ***
	lnRRGDP	7.1707	-1.2603	6.9500	-8.0560 ***	-0.6315	-3.4179 ***
东部	lnRREI	-3.4382 ***	2.0479	1.9507	-8.2593 ***	-3.6543 ***	-1.7151 **
	lnRRES	11.9417	-4.7514 ***	7.5604	-8.1468 ***	-1.9873 **	-3.4797 ***
	lnRRGDP	7.7737	-1.0275	7.8523	-10.442 ***	-1.3358 *	-4.5236 ***

注: ***、**、* 分别表示通过 1%、5% 和 10% 的显著性检验。

(二) 面板数据协整分析及长期因果关系检验

通过面板数据单位根检验, 东、中、西部地区的商品房销售额 (RRES)、房地产投资额 (RREI) 以及人均 GDP (RRGDP) 三变量均表现为二阶单整 I (2), 因此三变量间存在协整关系的可能。根据第二部分介绍的方法, 首先检验房地产投资额 (RREI) 是否是人均 GDP (RRGDP) 的长期原因 (见表 2)。对面板方程估计得到的残差序列 E_{it} 进行单位根检验, 可以发现东、中部地区的残差序列是平稳的, 而西部地区的残差序列是不平稳的, 说明西部地区房地产投资额不是经济增长的长期原因, 而东、中部地区房地产投资额是经济增长的长期原因; 运用同样的方法检验商品房销售额 (RRES) 是否是人均 GDP (RRGDP) 的

长期原因,结果发现无论东部地区、还是中部地区、西部地区,商品房销售额都是经济增长的长期原因。然后检验人均 GDP (RRGDP) 是否是房地产投资额 (RREI) 或商品房销售额 (RRES) 的长期原因,结果发现,西部地区经济增长不是房地产投资额的长期原因,而东部地区、中部地区的增长是房地产投资额的长期原因。同样,无论东部地区,还是中部地区、西部地区,经济增长都是商品房销售额的长期原因。

表 2 东、中、西部地区协整检验结果

区域	变 量	LLC	B	IPS
西部	lnRREI 是因变量	-1.2083	-0.5352	-0.8125
	lnRRES 是因变量	-7.3679 ***	-2.3831 ***	-4.2245 ***
	lnRRGDP 是因变量, lnRREI 是自变量	0.4482	-0.4291	-0.1372
	lnRRGDP 是因变量, lnRRES 是自变量	-4.2084 ***	-1.9802 **	-1.6453 **
中部	lnRREI 是因变量	-5.5726 ***	-0.4540	-1.9077 **
	lnRRES 是因变量	-7.6942 ***	-1.5530 *	-2.9000 ***
	lnRRGDP 是因变量, lnRREI 是自变量	-3.8733 ***	-0.5380	-1.3431 *
	lnRRGDP 是因变量, lnRRES 是自变量	-6.3822 ***	-1.3581 *	-2.5282 ***
东部	lnRREI 是因变量	-6.6688 ***	-1.3362 *	-2.9190 ***
	lnRRES 是因变量	-7.1709 ***	-1.2018	-2.9679 ***
	lnRRGDP 是因变量, lnRREI 是自变量	-5.2580 ***	-1.5860 *	-2.5886 ***
	lnRRGDP 是因变量, lnRRES 是自变量	-6.4185 ***	-0.5155	-2.3981 ***

注: ***、**、* 分别表示通过 1%、5% 和 10% 的显著性检验。

(三) 面板数据误差修正模型及短期因果关系检验

通过面板数据协整检验,我们发现,无论东部地区还是中部地区,房地产投资额、商品房销售额与经济增长的关系都互为长期因果关系;对于西部地区而言,房地产投资额与经济增长的关系不是互为长期因果关系,而商品房销售额与经济增长的关系互为长期因果关系。由于时间跨度较短,这些结果的稳定性如何呢?为此,有必要进行短期因果关系检验,结果见表 3、表 4 和表 5。

表3 东部地区面板数据误差修正模型检验结果

变 量	Model1	Model2	Model3	Model4
C	0.0792 ***	0.2964 ***	0.0738 *	0.2740 ***
$\Delta \ln RREI (-1)$	-0.1655	0.3536 *		
$\Delta \ln RRES (-1)$			-0.2251 **	0.3739
$\Delta \ln RRGDP (-1)$	0.1969	-0.6287	0.0345	-2.4374 ***
$\Delta \ln RREI (-2)$	-0.0463	0.0254		
$\Delta \ln RRES (-2)$			-0.0889	0.3091 *
$\Delta \ln RRGDP (-2)$	0.5605 *	-0.7564	1.2679 ***	1.0304
ECM	-1.0221 ***	-0.5211 **	-0.6742 **	-1.7394 ***

注：(1) ***、**、* 分别表示通过 1%、5% 和 10% 的显著性检验。

(2) 模型 1 和模型 3 检验等式 3；模型 2 和模型 4 检验等式 4。

表 3 和表 4 的结果表明，各回归方程的 ECM 项回归系数为负，而且都通过 1% 或 5% 的显著性检验，所以反向误差修正机制发生，东部地区、中部地区房地产投资额、商品房销售额是经济增长的长期原因得到证实，同时经济增长是房地产投资额或商品房销售额的长期原因也得到进一步证实。

表4 中部地区面板数据误差修正模型检验结果

变 量	Model1	Model2	Model3	Model4
C	0.0720 ***	0.2149 ***	0.0922 ***	0.3060 ***
$\Delta \ln RREI (-1)$	-0.1730 *	0.5984 ***		
$\Delta \ln RRES (-1)$			-0.1465 **	0.2935
$\Delta \ln RRGDP (-1)$	0.4565 *	-0.0332	0.3052	-1.1444
$\Delta \ln RREI (-2)$	-0.1093	-0.0620		
$\Delta \ln RRES (-2)$			-0.1424 ***	0.1157
$\Delta \ln RRGDP (-2)$	0.6761 **	-0.5757	0.8139 ***	0.8633
ECM	-0.7396 ***	-0.5180 ***	-0.5381 ***	-0.9867 ***

注：(1) ***、**、* 分别表示通过 1%、5% 和 10% 的显著性检验。

(2) 模型 1 和模型 3 检验等式 3；模型 2 和模型 4 检验等式 4。

通过考察其他变量的符号和显著性，我们可以发现，对东部地区而言，经济