

投资性房地产计量模式变更与债务融资规模

——基于PSM-DID的研究

尹宗成(教授), 王小梅

【摘要】采用PSM-DID方法,以2006~2016年我国沪深两市持有投资性房地产的A股上市公司为研究样本,实证检验了投资性房地产计量模式变更对债务融资规模的影响。研究表明:投资性房地产计量模式变更会显著影响银行借款融资规模和商业信用融资规模,即模式变更会扩大银行借款融资规模,缩小商业信用融资规模。究其原因,公允价值计量虽然会提高信息的价值相关性,但会降低可靠性,造成偿债能力、持续经营能力下降等一系列经济后果。

【关键词】投资性房地产; 计量模式; 债务融资规模; PSM-DID; CAS 3

【中图分类号】F275 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1004-0994(2018)16-0064-8

一、引言

近年来,房地产行业的投资规模不断扩大,成为除金融资产投资之外的又一个重点投资领域。因此,为了使企业更清晰、明确地核算投资性房地产,我国财政部于2006年正式颁发了《企业会计准则第3号——投资性房地产》(CAS 3),该准则是在充分考量了我国国情并适当借鉴相关国际会计准则相关规定的基础上制定的,在一定程度上体现了我国会计准则与国际会计惯例的趋同性,有利于逐步实现两者的接轨。

CAS 3明确指出,对投资性房地产进行后续计量,企业一般应当采用成本模式,在达到必要条件时,可以变更为公允价值模式。然而,在我国房地产市场价格居高不下的情况下,采用公允价值计量模式才能更好地体现其真实价值^[1],从理论上更符合企业会计信息质量要求^[2],更符合相关性、重要性等质量特征^{[3][4]},也能够进一步融入国际化浪潮^[5]。当投资性房地产采用公允价值计量模式时,企业不

需要计提相应的折旧或摊销、不需要确认对应的减值损失,只需要在资产负债表日按照会计准则的规定对其账面价值进行相应的调整,这会增强会计信息相关性,影响公司的各项财务指标,从而进一步影响银行对客户资质的评价、企业之间商业信用的评价^[6],进而导致企业的借款额度和企业之间商业信用筹资规模发生变化。

欧美日等发达国家的市场经济较为成熟,企业对于公允价值的运用比较熟练,因此企业普遍采用公允价值模式计量投资性房地产。而我国企业大都采用成本模式计量投资性房地产,但也有部分公司在满足特定条件时自行选择了公允价值模式。在我国,这些自行变更投资性房地产后续计量模式的上市公司是不是具有融资方面的动机呢?为了探讨这一问题,本文从债务融资的视角,研究企业投资性房地产计量模式变更对其债务融资规模的影响,以揭示企业转变投资性房地产后续计量模式的动机,同时提高我国企业对公允价值的认识,便于其更好地选择计量模式。

【基金项目】安徽省高校人文社会科学研究重点项目(项目编号:SK2017A0139);安徽省软科学研究计划项目(项目编号:1302053037;1607a02020016)

二、文献述评

目前国内外学者们对投资性房地产后续计量模式的研究主要从公允价值计量模式选择的影响因素和经济后果两方面展开讨论。

在投资性房地产公允价值计量模式的选择因素方面,学者们主要从契约动机、管理机会主义动机、信息不对称等方向进行研究讨论。

在契约动机方面,Christensen、Nikolaev^[7]以法、德国国家的上市公司为样本进行研究,发现财务杠杆会影响公司对非金融资产计量模式的选择,财务杠杆高的公司倾向于选择公允价值模式。Christensen、Nikolaev^[8]对中国A股上市公司进行研究,发现公司会出于债务契约动机而选择公允价值模式。张瑞丽等^[9]以我国2007~2012年持有投资性房地产的A股上市公司作为研究样本,通过实证分析发现,倾向于选择公允价值模式计量的公司一般是资产负债率高、管理层持股比例高、投资性房地产比重大的非国有上市公司。

在管理机会主义方面,Danbolt和Rees^[10]、Quagli和Avallone^[11]、曹晓雪等^[12]的研究发现,管理机会主义确实会影响投资性房地产计量模式的选择,比如盈余管理、公允价值确定的难易程度、资本市场成熟度等。Muller、Riedl^[13]也发现,在2005年强制执行国际财务报告准则(IFRS)后,企业选择投资性房地产后续计量模式时会将与公允价值计量相关的成本费用及收益做特殊考虑。Guthrie、Irving和Sokolowsky^[14]基于美国财务会计准则公告(SFAS)对选择了公允价值计量模式的公司进行了研究,没有发现这些公司存在管理机会主义动机。在信息不对称方面,Quagli和Avallone^[11]认为公司做出公允价值计量模式的选择时,信息不对称因素起到了一定作用。Edelstein、Fortin和Tsang^[15]的研究发现,对投资性房地产的相关披露更详细、具体的公司往往采用的是公允价值计量模式。这与张奇峰等^[16]的研究在某一方面是一致的,但是张奇峰等^[16]的研究更广泛,还包括准则差异、监管机构态度差异等方面。侯晓红等^[17]的研究发现地理特征也会影响公司关于是否采用公允价值计量模式的决定。

在采用投资性房地产公允价值计量模式的经济后果方面,国内外学者们普遍认为公允价值计量具有价值相关性且会对公司业绩、财务指标、融资、企业所得税等方面产生影响。在公司业绩方面,选择公

允价值进行后续计量增加了管理层进行盈余管理的可能性,降低了股价同步性^[18],且确认的公允价值变动损益与企业的股价变化、净利润变化方向是一致的^[19],达到了通过盈余管理平滑业绩的目的,但是会降低会计信息的可靠性,在一定程度上向投资者传递了不切合实际的信息等^[20],还会导致公司股票价格偏离净资产的价值等一系列经济后果^[21]。

在价值相关性方面,Danbolt等^[22]研究发现使用公允价值计量模式能够及时准确地向财务报表的使用者传递行业的变动情况,提高经营决策的效率,且公允价值与行业的相关性越强,公司发生盈余操纵的风险就越大,但对投资性房地产采用公允价值计量模式的企业大多集中在房地产业和证券基金业。Muller、Riedl^[23]研究发现,对投资性房地产强制采用公允价值模式有助于降低信息不对称,改善投资环境。王小力^[24]将我国房地产企业2007~2010年的各项指标进行横纵对比,发现投资者和管理层对采用公允价值模式的关注点存在显著差异,投资者更关注公允价值的决策相关性。

在融资方面,叶继英等^[4]通过对2010年我国27家变更投资性房地产计量模式的上市公司进行分析,发现某些公司在变更计量模式后的当年或下年银行借款融资规模出现大幅度扩大。周玮等^[6]从债务融资的角度出发,采用统计分析方法进行实证检验,发现采用公允价值计量模式后债务融资规模得到扩大,融资期限得以延长,贷款的额度有所增加,但会使债务资本的使用绩效降低。吴昊伊等^[5]以金科地产为案例进行研究,发现采用公允价值计量模式后,会计信息相关性得以增强,公司信誉水平得以提高,资产负债比率和企业融资环境得以改善。

在所得税方面,柳雅君等^[25]从成本收益视角,以举例的方式发现采用公允价值计量模式可能会导致企业所得税有所增加。

上述文献虽然对投资性房地产公允价值模式的选择因素及其相关的经济后果等都有所论述,但仍存在一些问题,如现有文献多数将债务融资作为一个变量进行分析,而不对债务进行具体的细分;部分文献采用回归分析进行实证研究,而回归分析无法排除内生性的影响,这将在一定程度上影响实证结论的可靠性。

因此,在上述研究的基础上,本文采用倾向得分匹配一双重差分法(PSM-DID)这种排除内生性影响的实证研究方法,并将债务融资规模细分为银行

借款融资规模和商业信用融资规模,分别研究变更投资性房地产计量模式对这两类债务融资规模的影响。在运用PSM-DID方法时,首先进行倾向匹配,然后将匹配成功的样本进行双重差分,进而可以得出投资性房地产计量模式的变更这一会计政策的变更,对债务融资规模的影响程度。通过此项研究,可以丰富公允价值计量模式经济后果方面的研究成果,明确银行借款和商业信用筹资存在的细微差别及其内在的原因,帮助拥有投资性房地产的企业更好地做出后续计量模式的选择。

三、研究方法

(一)双重差分法原理

双重差分法通常用于研究某个政策对实验组(本文指对投资性房地产采用公允价值模式的公司)和控制组(本文指对投资性房地产采用成本模式的公司)的不同影响来衡量政策的实施效果,可以很好地反映被解释变量实验前后的变化情况。以两期面板数据来说明此方法的原理,多期面板数据可以在两期面板数据的基础上进行推广。以两期面板数据为例,该方法的基本原理如下:

$$y_{it} = \alpha + \beta D_t + \gamma x_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (i=1, \dots, n; t=1, 2) \quad (1)$$

其中: D_t 为实验期虚拟变量; x_{it} 为政策虚拟变量; u_i 为实验中无法观测到的个体特征; ε_{it} 为随机扰动项。以下分别是 x_{it} 和 D_t 的表达式:

$$x_{it} = \begin{cases} 1, & \text{若 } i \in \text{实验组, 且 } t=2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (2)$$

$$D_t = \begin{cases} 0, & \text{若 } t=1, \text{即实验前} \\ 1, & \text{若 } t=2, \text{即实验后} \end{cases} \quad (3)$$

从式(2)、式(3)中可以看到,当 $t=1$ 时($D_t=0$),即投资性房地产公允价值计量模式还未实施,两组没有差别, x_{it} 都等于0;当 $t=2$ 时($D_t=1$),该模式已经实施,则实验组 $x_{it}=1$,而控制组 x_{it} 依然等于0。如果观测数据不是随机获得的,如出现了“内部有效性问题”与“外部有效性问题”,则 x_{it} 可能与被遗漏的个体特征 u_i 相关,从而导致普通最小二乘法估计不一致。为了排除潜在的个体特征对实验结果可能产生的影响,可以通过对式(1)进行一阶差分(实验后减去实验前),以消掉被遗漏的个体特征 u_i ,差分后的表达式如下:

$$\Delta y_i = \beta + \gamma x_{i2} + \Delta \varepsilon_i \quad (4)$$

用普通最小二乘法对上式进行回归估计,即可得到 β 的无偏估计。依据与差分估计量(实验组均值

与控制组均值之差)同样的推理方法,可以得出双重差分估计量的表达式:

$$\beta_{OLS} = \Delta \bar{y}_{treat} - \Delta \bar{y}_{control} = (\bar{y}_{treat,2} - \bar{y}_{treat,1}) - (\bar{y}_{control,2} - \bar{y}_{control,1}) \quad (5)$$

由于 β_{OLS} 等于实验组与控制组的平滑变化之差,故此估计量也称为“双重差分估计量”(Difference-in-Differences Estimator, DD),记为 β_{DD} ,并且该估计量已经剔除了两组样本在实验之前存在的差异影响。

(二)PSM-DID

PSM-DID方法可以应对政策效果研究中可能出现的政策受益对象不随机的问题。其步骤是:首先,采用Logit模型从选定的变量中筛选出适合进行倾向匹配的特征变量。然后使用核匹配方法对实验组成员和控制组成员进行匹配,匹配后的实验组和控制组具有可比性,满足双重差分法的可平衡性假设。最后,采用双重差分模型对匹配后样本进行处理。投资性房地产计量模式的变更属于会计政策的变更,是企业可以进行自我选择的,类似于自然实验,故也可以使用PSM-DID法来研究计量模式的变更对企业债务融资规模的影响。

自现行企业会计准则实行后,投资性房地产单独作为一个资产项目列报,并且可以在满足会计准则规定的情况下改用公允价值模式作为其后续计量模式,相继有上市公司将成本模式更改为公允价值模式。因此本文将变更投资性房地产计量模式的公司视为实验组,将计量模式不变的公司视为控制组。使用虚拟变量 $treat$ 对两组进行区别,即 $treat=0$ 表示控制组, $treat=1$ 表示实验组;使用虚拟变量 $time$ 区别投资性房地产公允价值计量模式实施的前后时间, $time=0$ 表示企业处于2007年之前, $time=1$ 表示企业处于2007年及之后。

构建回归模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} + \beta_2 time_{it} + \beta_3 treat_{it} \times time_{it} + \beta_j x_{itj} + \mu_{it} \quad (i=1, \dots, n; t=1, 2)$$

其中, y_{it} 是被解释的变量, x_{it} 表示其他控制变量, μ_{it} 表示误差项。 $treat_{it}$ 是实验组虚拟变量,刻画的是实验组与控制组本身的差异(即使不进行实验,也存在此差异); $time_{it}$ 是时间虚拟变量,刻画的是实验前后两期本身的差异(即使不进行实验,也存在此时间趋势); $treat_{it} \times time_{it}$ 表示实验组与政策变更的交互项,能够真正度量实验组的政策效应。 β_3 即为政策变更的效应系数。

四、实证数据和变量定义

(一)数据来源及选取

本文选用我国沪深两市A股2006~2016年财报披露的投资性房地产项目不为零的上市公司,并在Wind资讯、上海和深圳证券交易所网页中搜集变更投资性房地产计量模式的公告,翻阅上市公司的年报,找出变更投资性房地产计量模式的公司。在此基础上,按以下原则对上述公司进行筛选:①删除金融类的上市公司;②删除缺失相关变量的公司;③删除上市时就采用公允价值模式的公司;④删除退市的公司。相关的财务数据来源于RESSET数据库,并采用Stata 14.0软件进行数据的系列分析,对相关的连续型变量进行了1%和99%分位上的Winsorize处理。

(二)变量说明

前已述及,本文将是否更改投资性房地产计量模式作为一个虚拟变量(*treat*),*treat*=1表示变更为公允价值计量模式,即实验组,*treat*=0表示采用成本计量模式,即控制组。同时将债务融资规模分为银行借款融资规模和商业信用融资规模,并对影响债务融资规模的相关变量进行了控制。相关的变量定义如表1所示。已有的研究表明,两种融资方式的目的以及所关注的方面不一样,影响两种融资规模的控制变量也是不同的,因此,本文规定影响银行借款融资规模的控制变量为CR、INPR、SIZE、CFO、ROA、AT、FIXASS,影响商业信用融资规模的控制变量为CR、SIZE、CFO、ROA、AT、LEV、FIXASS。

五、结果分析和讨论

(一)倾向值匹配及平衡性检验

在进行倾向匹配得分之前,需要筛选出可以对两组样本公司进行匹配的特征变量。具体做法是,首先构建以是否变更房地产计量模式(*treat*)为被解释变量的Logit模型,然后使用逐步回归法剔除不显著的控制变量,Logit模型估计结果如表2所示。从(1)列可以看到,投资性房地产比重(INPR)没有通过显著性检验,(2)列剔除该变量后并不影响其他变量的显著性,并且R²差别不大。因此,将该变量从Logit模型中剔除。

在进行双重差分前,需要对计量模式变更前的样本公司进行匹配,以尽量减少样本异质性影响,保证双重差分(DID)模型估计的准确性。倾向匹配的方法有k近邻匹配、半径匹配(也称为卡尺匹配)、核

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
银行借款融资规模	DFIN	取得借款收到的现金/公司总资产
商业信用融资规模	TC	(应付账款+应付票据+预收账款)/公司总资产
投资性房地产计量模式	<i>treat</i>	上市公司采用公允价值模式的, <i>treat</i> =1;采用成本模式的, <i>treat</i> =0
政策变更的先后顺序	<i>time</i>	2007年之前年份 <i>time</i> =0,2007年及之后年份 <i>time</i> =1
股权集中度	CR	第一大股东持股比例
投资性房地产比重	INPR	投资性房地产账面价值/期末资产总额
公司规模	SIZE	公司总资产的自然对数
经营活动每股净现金流量	CFO	经营现金净流量/普通股股数
总资产报酬率	ROA	期末营业利润/期末总资产
总资产周转率(次)	AT	营业收入额/平均资产总额
资产负债率	LEV	负债总额/资产总额
有形资产比率	FIXASS	期末固定资产净额/期末总资产

表2 Logit模型估计结果

变量符号	(1)	(2)
CR	-2.358113*** (0.000)	-2.341916*** (0.000)
INPR	-5.96e-08 (0.671)	
SIZE	0.168410*** (0.001)	0.169293*** (0.001)
ROA	0.019919* (0.070)	0.019631* (0.074)
AT	-1.421783*** (0.000)	-1.422711*** (0.000)
CFO	-0.324533*** (0.000)	-0.323669*** (0.000)
LEV	0.020275*** (0.000)	0.020238*** (0.000)
FIXASS	-0.012048*** (0.007)	-0.012144*** (0.006)
Cons	-6.181906*** (0.000)	-6.208124*** (0.000)
R ²	0.1114	0.1113

注:*,**、***分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,下同。括号中的数字是P>|Z|的值。

匹配、马氏匹配等,各个方法所匹配出来的结果差异也较大。由于Stata 14.0软件中的diff命令在进行倾向匹配时仅提供核匹配方法,因此,本文采用核匹配方法对变量进行倾向匹配。表3、表4为变更投资性房地产计量模式前匹配效果及平衡性检验的结果。

表3、表4的匹配效果显示,与匹配前相比,每个参与匹配的变量在匹配之后的P值都出现显著的差异:匹配前P值都小于0.1,通过显著性检验;匹配后P值都大于0.1,没有通过显著性检验。说明匹配前实验组和控制组在匹配变量上存在显著差异,匹配后不存在显著差异。目前对好的匹配效果学术界尚未有明确的标准,但大部分研究都认可Rosenbaum和Rubin的研究结论,只有当匹配后变量标准偏差的绝对值均小于20%,才算是达到好的匹配效果。由表3、表4可知,除CFO(标准偏差为10.3%)外,匹配后变量标准偏差的绝对值均小于10%,而且全部T检验的结果不拒绝实验组与控制组无系统差异的原假设,说明通过平衡性检验,可以进行进一步的双重差分。

表3 变更计量模式前匹配效果及平衡性检验 (结果变量为TC)

变量	样本	均值		标准偏误 (%)	标准偏误绝对值减少 (%)	T值	P值
		实验组	控制组				
CR	匹配前	0.32244	0.37897	-33.4	79.7	-4.92	0.000
	匹配后	0.32244	0.33391	-6.8		-0.76	0.449
SIZE	匹配前	22.211	21.866	24.2	95.1	3.75	0.000
	匹配后	22.211	22.227	-1.2		-0.12	0.905
ROA	匹配前	5.7991	6.7505	-15.0	74.0	-2.04	0.042
	匹配后	5.7991	5.5519	3.9		0.41	0.680
AT	匹配前	0.46451	0.77793	-63.8	96.3	-8.02	0.000
	匹配后	0.46451	0.45281	2.4		0.34	0.732
CFO	匹配前	0.01725	0.41247	-46.1	95.9	-6.89	0.000
	匹配后	0.01725	0.03359	-1.9		-0.2	0.842
LEV	匹配前	62.241	51.758	49.4	91.8	7.09	0.000
	匹配后	62.241	63.105	-4.1		-0.42	0.676
FIXASS	匹配前	17.044	22.613	-30.5	99.3	-4.82	0.000
	匹配后	17.044	17.081	-0.2		-0.02	0.983

(二) 平均处理效应结果及分析

表5、表6分别列示了结果变量为商业信用融资规模(TC)和银行借款融资规模(DFIN)的平均处理效应。其中,模型N1和N3为匹配前平均处理效应,

表4 变更计量模式前匹配效果及平衡性检验 (结果变量为DFIN)

变量	样本	均值		标准偏误 (%)	标准偏误绝对值减少 (%)	T值	P值
		实验组	控制组				
CR	匹配前	0.32056	0.38111	-35.1	91.1	-5.58	0.000
	匹配后	0.32129	0.31592	3.2		0.38	0.702
SIZE	匹配前	22.291	21.982	22.5	76.8	3.62	0.000
	匹配后	22.295	22.224	5.2		0.59	0.554
ROA	匹配前	5.4441	6.7472	-21.2	88.8	-3.13	0.002
	匹配后	5.5106	5.6566	-2.4		-0.28	0.783
AT	匹配前	0.4617	0.78915	-68.5	87.0	-8.95	0.000
	匹配后	0.46327	0.42081	8.9		1.42	0.157
CFO	匹配前	-0.0021	0.39271	-42.4	75.8	-6.99	0.000
	匹配后	0.00816	0.10369	-10.3		-1.06	0.289
LEV	匹配前	62.225	53.583	44.7	80.0	6.93	0.000
	匹配后	62.04	60.314	8.9		0.97	0.333
FIXASS	匹配前	16.129	22.874	-38.6	90.3	-6.18	0.000
	匹配后	16.18	16.835	-3.7		-0.42	0.677

模型N2和N4为匹配后平均处理效应。

1. 商业信用融资规模(TC)的平均处理效应结果及分析。通过比较表5中模型N1、N2估计结果可发现,在投资性房地产变更计量模式前,不管是对样本进行匹配还是未匹配,Diff列的系数虽然都为正数,但均未通过显著性检验,表明在投资性房地产变更计量模式前实验组与控制组在商业信用融资方面没有显著差异。在投资性房地产变更计量模式后,不管是对样本进行匹配还是未匹配,Diff列的系数都为负数,且都在1%的水平上通过显著性检验,表明投资性房地产计量模式的变更会显著影响商业信用融资规模。由表5的DID列的结果可发现,匹配前后政策效应的方向是一致的(均为负数),且都通过了10%的显著性检验,说明变更投资性房地产为公允价值计量模式会减少商业信用融资额度。

商业信用是企业交易过程中的一种赊销、赊购行为^[26],在企业之间该行为普遍存在。无论是发达国家还是发展中国家,无论企业是否受到信用约束,企业都愿意为客户提供商业信用^[27]。商业信用实现了信贷资源的再配置,使得企业融资困境得以缓解,也使企业之间存在大量的业务往来,加深了企业之间的依赖和信任程度^[28]。

企业在利用商业信用进行替代融资时,会特别

表 5 匹配前与匹配后平均处理效应估计结果(结果变量为 TC)

模型	结果变量	变更计量模式前			变更计量模式后			DID
		控制组	实验组	Diff	控制组	实验组	Diff	
N1 匹配前	TC	-0.065	-0.060	0.005	-0.076	-0.103	-0.026	-0.032
	标准差			0.017			0.007	0.018
	T 值			0.32			3.99	1.77
	P > t			0.750			0.000***	0.076*
N2 匹配后	TC	-0.083	-0.073	0.010	-0.094	-0.117	-0.023	-0.033
	标准差			0.017			0.007	0.018
	T 值			0.59			3.41	1.82
	P > t			0.557			0.001***	0.068*

注:模型 N1 和 N2 参与匹配的样本数分别为 5717 个和 5575 个,其中处理组的样本数分别为 223 个和 223 个,控制组样本数分别为 5495 个和 5352 个,R²都为 0.47;DID 表示双重差分后变更计量模式的效应系数。

表 6 匹配前与匹配后平均处理效应估计结果(结果变量为 DFIN)

模型	结果变量	变更计量模式前			变更计量模式后			DID
		控制组	实验组	Diff	控制组	实验组	Diff	
N3 匹配前	DFIN	0.068	0.040	-0.028	-0.164	-0.117	0.046	0.074
	标准差			0.036			0.012	0.038
	T 值			-0.77			3.99	1.97
	P > t			0.438			0.000***	0.049**
N4 匹配后	DFIN	0.093	0.063	-0.030	0.093	0.138	0.045	0.075
	标准差			0.036			0.011	0.038
	T 值			-0.84			3.90	1.98
	P > t			0.402			0.000***	0.048**

注:模型 N3 和 N4 参与匹配的样本数分别为 5872 个和 5632 个,其中处理组的样本数分别为 253 个和 252 个,控制组样本数分别为 5619 个和 5380 个,R²分别为 0.18 和 0.17;DID 表示双重差分后变更计量模式的效应系数。

关注企业会计信息的稳健性、可靠性等方面的信息质量^[29]。当变更投资性房地产计量模式后,企业资产负债表日投资性房地产的账面价值就是当前市场上评估的公允价值。由于目前我国基于公允价值的评估技术不够完善,并且获取与公允价值评估有关的客观数据和资料也相当困难,这使企业确认资产的真实价值时面临难题。因此,企业在计量投资性房地产年末的价值时,对公允价值作出的主观估计不仅可能会削弱会计信息的可靠性,并带来利润操纵的空间^[30],而且公允价值变动损益的频繁波动削弱了会计盈余持久性,提高了资产价值变动风险,使供

应商对企业的盈利能力和偿债能力产生怀疑,对其持续经营能力产生怀疑并减少信用贷款的额度^[31]。

2. 银行借款融资规模(DFIN)的平均处理效应结果及分析。通过比较表 6 中模型 N3、N4 估计结果可发现,在投资性房地产变更计量模式前,不管是对样本进行匹配还是不进行匹配,Diff 列的系数虽然都为负数,但都未通过显著性检验,说明在投资性房地产变更计量模式前实验组与控制组在银行借款融资方面没有显著差异。在投资性房地产变更计量模式后,不管是对样本进行匹配还是未匹配,Diff 列的系数都为正数,且都在 1% 的水平上通过显著性检验,说明变更投资性房地产计量模式对银行借款融资规模具有显著影响。表 6 中 DID 列的结果显示,匹配前后政策效应的方向是一致的(均为正数),且都通过 5% 水平的显著性检验,说明变更投资性房地产为公允价值模式会扩大银行借款融资规模。

在美国、德国和英国,房地产是最重要的抵押物来源^[32],该不动产抵押担保一方面是企业应对企业违约风险的重要途径^[33],可以减轻企业的违约损失,减少企业的逆向选择;另一方面,还可以作为优质贷款人传递良好偿债能力信息的媒介^{[34][35]}。

近年来,我国房地产市场相当繁荣,使得抵押的房地产价值大幅度增加,继续采用成本模式不能反映其实际价值^[1],也许在适当时机就需要对计量模式进行变更,以了解投资性房地产的真实变动趋势和价格走势。当投资性房地产转变为公允价值计量模式时,按照会计准则的规定,不再需要计提折旧或摊销,减少了费用支出,同时,会计期间公允价值的相关变动计入公允价值变动损益,一旦公允价值上升,就会使企业的净利润迅速增长,毛利率更为可观,盈利能力显著提高,贷款额度增加。与此同时,因固定资产转换为投资性房地产时确认的资本公积将在企业财务报表中的较长时期内存在^[36],改善了企业的相关资产状况,增

加公司的价值,使偿债能力、每股净资产、公司信誉度等财务指标得到提升^[5]。企业在向银行等金融机构申请抵押贷款时,金融机构会特别关注总资产、净资产、利润和资产负债率等指标^[24],这些贷款额度的衡量指标极大程度上影响了企业的融资能力^[5]。变更后续计量模式为公允价值模式可以将企业真实的资产状况及时、可靠地传递给外界,降低企业与外界间信息不对称程度^[23],从而有利于提高银行等金融机构对企业资产质量和贷款安全性的评估等级。

3. 稳健性检验。倾向匹配法(PSM)试图通过匹配再抽样的方法使得观测数据尽可能地接近随机实验数据,可能在很大程度上减少观测数据的偏差,使结果更具有说服力。但是通过对表5、表6匹配前后的平均处理效应的比较,我们发现对商业信用融资规模(TC)来说,匹配前的DID列的效应系数为-0.032,与匹配后的DID列的效应系数-0.033之间仅相差0.001。对银行借款融资规模(DFIN)来说,匹配前的DID列的效应系数为0.074,与匹配后的DID列的效应系数0.075之间也仅相差0.001。据此说明不论是否对数据进行倾向匹配,其结果都具有稳健性。

六、研究结论

本文以2006~2016年持有投资性房地产的沪深A股上市公司作为研究对象,运用PSM-DID方法检验了投资性房地产计量模式变更对债务融资规模的影响。实证分析结果证明,投资性房地产变更计量模式,会显著影响债务融资规模。具体来说,公允价值计量模式的变更会使银行借款融资规模扩大,使商业信用融资规模缩小。

本文的主要贡献在于采用了PSM-DID方法,并将债务融资规模细化为两个类别,分别研究了投资性房地产计量模式变更对不同类债务融资规模的影响。在具体操作中,先采用Logit方法选出适合进行倾向匹配的特征变量,然后运用PSM方法匹配出与变更计量模式的公司基本可比的公司,最后再运用DID方法算出政策变更前后的平均处理效应。这一分析思路排除了内生性的影响,使研究结果更具有说服力。本研究的主要局限在于没有将债务融资规模滞后一期甚至更多期。本文的实证结果已经证明了我国企业投资性房地产计量模式变更对当期债务融资规模产生了影响,但是否会影响变更模式的下期及之后就不得而知了。因此,以后可以尝试将债

务融资规模指标滞后一期甚至更多期来进行研究,以使研究更加完善。

主要参考文献:

- [1] Dietrich J. R., Harris M. S.. The reliability of investment property fair value estimates[J]. Journal of Accounting and Economics, 2000(2): 125~158.
- [2] Nelson K. K.. Fair value accounting for commercial banks: An empirical analysis of SFAS No.107 [J]. Accounting Review, 2006(2).
- [3] Thomas N., Henning Z.. The reliability of investment property fair values under IFRS [J]. Journal of Property Investment & Finance, 2011(1): 59~73.
- [4] 叶继英,赵鹏程. 投资性房地产计量的选择及其影响因素[J]. 会计之友, 2011(6): 82~86.
- [5] 吴昊淞,温丽荣. 公允价值计量在我国投资性房地产中的应用研究——以金科地产为例[J]. 会计改革与创新, 2017(15): 77~79.
- [6] 周玮,徐玉德. 投资性房地产公允价值计量对债务融资的影响——基于沪深A股上市公司的实证分析[J]. 证券市场导报, 2014(10): 41~54.
- [7] Christensen H., V. Nikolaev. Who uses fair value accounting for non-financial assets after IFRS adoption? [Z]. University of Chicago Working Paper, 2009.
- [8] Christensen H., V. Nikolaev. Does fair value accounting for non-financial assets pass the market test? [J]. Review of Accounting Studies, 2013(3): 734~775.
- [9] 张瑞丽,曲晓辉,张国华. 投资性房地产计量模式选择的动机及影响因素研究——来自中国A股市场的经验证据[J]. 当代财经, 2014(7): 115~129.
- [10] Danbolt J., W. Rees. An experiment in fair value accounting: UK investment vehicles [J]. European Accounting Review, 2008(2): 271~303.
- [11] Quagli A., F. Avallone. Fair value or cost model? Drivers of choice for IAS 40 in the real estate industry [J]. European Accounting Review, 2010(3): 461~493.
- [12] 曹晓雪,湛丹妮,杨阳. 上市公司投资性房地产公允价值计量模式应用研究[J]. 财会月刊, 2011

- (2):11~13.
- [13] Karl A. Muller, Edward Riedl. External monitoring of property appraisal estimates and information [J]. *Journal of Accounting Research*, 2008(10): 33~34.
- [14] Guthrie K., J. H. Irving, J. Sokolowsky. Accounting choice and the fair value option [J]. *Accounting Horizons*, 2011(25): 487~510.
- [15] Robert Edelstein, Steve Fortin, Desmond Tsang. An international exploration of financial reporting practices in the real estate industry [J]. *International Real Estate Review*, 2012(3): 347~372.
- [16] 张奇峰, 张鸣, 戴佳君. 投资性房地产公允价值计量的财务影响与决定因素: 以北辰实业为例 [J]. *会计研究*, 2011(8): 22~29.
- [17] 侯晓红, 郭雅. 投资性房地产公允价值计量模式选择的影响因素分析 [J]. *财会月刊*, 2013(1): 64~65.
- [18] 黄霖华, 曲晓辉, 张瑞丽. 投资性房地产公允价值计量与股价同步性 [J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2017(4): 125~134.
- [19] 刘佳琪. 投资性房地产公允价值计量影响研究 [J]. *财会月刊*, 2013(10): 62~64.
- [20] Benston G. J.. Fair-value accounting: A cautionary tale from Enron [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2006(7): 465~484.
- [21] Nellessen T., Zuelch H.. The reliability of investment property fair values under IFRS [J]. *Journal of Property Investment & Finance*, 2010(1): 59~73.
- [22] Danbolt J., W. Rees. Mark-to-market accounting and valuation: Evidence from UK real estate and investment companies [R]. Scotland: University of Glasgow, 2007.
- [23] Karl A. Muller, Edward J. Riedl. Mandatory fair value accounting and information asymmetry: Evidence from the European real estate industry [J]. *Management Science*, 2011(6): 1138~1153.
- [24] 王小力. 投资性房地产后续计量模式偏好分析 [J]. *财会月刊*, 2012(1): 9~12.
- [25] 柳雅君, 侯晓红. 投资性房地产因何未能普遍采用公允价值计量模式 [J]. *财会月刊*, 2012(3): 67~69.
- [26] 刘康兵, 夏宁. 商业信用需求的影响因素及融资约束实证研究——以中国上市公司为例 [J]. *中国市场*, 2011(5): 49~50.
- [27] Van Horen N.. Customer market power and the provision of trade credit: Evidence from Eastern Europe and Central Asia [M]. Washington D.C.: World Bank Publications, 2007: 10.
- [28] Wengfeng W., Michael F., Oliver M. Rui. Trust and the Provision of Trade Credit [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014(39): 146~159.
- [29] Hui K. W., S. Klasa, E. Yeung. Corporate suppliers and customers and accounting conservatism [J]. *Journal of Accounting Economics*, 2012(2): 115~135.
- [30] 邹海峰, 辛清泉, 张金若. 公允价值计量与高管薪酬契约 [J]. *经济科学*, 2010(5): 102~110.
- [31] Bougheas S., Mateut S., Mizen P.. Corporate trade credit and inventories: New evidence of a trade-off from accounts payable and receivable [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2009(2): 300~307.
- [32] Davydenko S., J. Franks. Does bankruptcy code matter? A study of defaults in France, Germany, and the UK [Z]. London Business School Working Paper, 2005.
- [33] Jimenez G., J. Saurina. Collateral, type of lender and relationship banking as determinants of credit risk [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2004(28): 2191~2212.
- [34] Besanko D., A. V. Thakor. Competitive equilibria in the credit market under asymmetric information [J]. *Journal of Economic Theory*, 1987(42): 167~182.
- [35] Boot A. W. A., A. V. Thakor, G. F. Udell. Secured lending and default risk: Equilibrium analysis, policy implications and empirical results [J]. *Economic Journal*, 1991(101): 458~472.
- [36] 武雷. 公允价值模式下投资性房地产转换问题的探讨 [J]. *财务与会计*, 2011(6): 23~26.
- 作者单位: 安徽农业大学经济管理学院, 合肥 230036