

# 基于联立方程的地价与房价波动关系

唐 凯, 庄新田, 卢盼盼, 李晓青

(东北大学 工商管理学院, 辽宁 沈阳 110167)

**摘 要:** 构建了我国城市房地价之间关系的联立方程模型,以全国重点城市为样本资料,根据二阶最小二乘法给出参数估计. 研究结果发现:地价和房价之间存在联立性,相互影响. 对地价影响最大的因素是常住人口总数,人均可支配收入、房地产开发投资额拉动了城市房价水平,而房屋销售面积拉低了城市房价水平. 房价滞后期对房价有较大影响,价格的涨跌预期影响公众的投资情绪,导致房价的变动.

**关 键 词:** 土地价格;房地产价格;联立方程模型;影响因素;引导关系

**中图分类号:** F 830.91

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1005-3026(2017)04-0598-06

## Fluctuation Relationship Between Land and House Prices Based on Simultaneous Equation

TANG Kai, ZHUANG Xin-tian, LU Pan-pan, LI Xiao-qing

(School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110167, China. Corresponding author: ZHUANG Xin-tian, E-mail: xtzhuang@mail.neu.edu.cn)

**Abstract:** A simultaneous equation model for the relations of urban real estate prices in our country was built, and parameter estimation of national key sample cities was given according to the quadratic least squares. The results indicated that simultaneity and interplay exist between land and house prices. The number of population has a great influence on land price. Per capita disposable income and real estate development investment raise the house price, but house sales area is quite the reverse. House price lag greatly affects house price. The expectation of fluctuating prices impacts on the investor sentiment and leads to the changes of house price.

**Key words:** land price; estate price; simultaneous equation model; effect factors; causal relationship

1998 年我国推出停止福利分房政策,国内房地产业由原有的计划经济体制转入市场化发展阶段,居民收入的增长导致需求的不断增加,引发了房价的持续上涨. 2002 年 5 月 5 日,国有土地使用权以“招拍挂”的出让方式颁布后,深化了土地出让制度的改革,但地价也随之一路上涨. 关于房价与地价上涨的关系, Wheato 等<sup>[1]</sup>认为土地供给变化对地价、住宅价格和住宅供给都有较大影响. Grimes 等<sup>[2]</sup>认为土地价格的上升会带来房价的上涨,两者之间呈一种正向关系. 王瑾<sup>[3]</sup>从传导机制出发,指出货币政策通过利率和信贷渠道影响房地产价格,且两者之间存着双向引导关系.

Abelson 等<sup>[4]</sup>分析了澳大利亚的贷款利率、CPI 等因素,指出贷款利率对房价产生负向影响, CPI 对房价产生正向影响. 关于房地产价格相关问题的研究受到管理层、产业界及学术界的广泛关注.

关于房价的影响因素, Miller 等<sup>[5]</sup>研究了美国产出增长率对房价的影响,发现产出增长率是房价波动的格兰杰原因. Demary<sup>[6]</sup>研究了美国等 10 个经济发达国家的通货膨胀率、利率、产出和房地产价格的关系,发现利率和产出对房地产价格具有显著影响. Stadelmann<sup>[7]</sup>从供需角度,研究了房地产价格的影响因素,发现区位房地产特征、税负、文化卫生及社交支出对房地产价格有显著

影响,而人口数量对房地产价格不存在显著影响. Kallberg等<sup>[8]</sup>认为股票价格、土地投机、实体经济、区位及交通条件是影响房地产价格的重要原因. Oliver<sup>[9]</sup>认为收入是引起房地产价格上涨的关键因素. 孙涛等<sup>[10]</sup>认为中国房地产价格动态变化受宏观经济的影响,反之又对宏观经济有影响作用. 史金艳等<sup>[11]</sup>运用层次聚类分析法,根据我国不同区域之间存在的社会服务环境水平差异,研究发现货币政策对各区域房地产价格的影响存在显著差异. 关于房价与地价的关系,文献[12-14]研究了地价对房价的推动作用,指出土地政策对房地产价格的影响是长期的,房地产价格互动存在空间滞后效应和时间滞后效应. 刘博等<sup>[15]</sup>从土地供应面积、土地购置价格和房地产价格的联系角度,运用格兰杰因果检验发现土地供应价格、面积和房地产价格互为因果关系. 从资产内在价值角度,文献[16-17]研究了房地产价格与通货膨胀之间的关联关系,因房地产价格是居民消费价格指数的重要组成部分,房地产价格和通货膨胀存在显著的正向关系. 文献[18-19]基于定价模型,研究了房地产价值. 目前国内外的相关研究,由于研究角度存在差异,选取的因素不同,关于房地价关系也没有得出一致的研究结论.

本文基于我国房地产市场发展的实际,从多影响因素角度,运用联立方程,研究地价与房价之间的互动关系及其影响因素.

# 1 变量选取

本文采用 TSLS 模型研究房价和地价之间的影响关系,TSLS 模型将变量分为两类:内生变量,取值由模型本身决定;前定变量,取值由模型外部输入. 其中前定变量又分为两类:外生变量及滞后内生变量.

## 1.1 内生变量选取及说明

房价水平值(HP)指在全国范围内开发的商品住宅、办公楼、商业用房等的平均价格,是反映房地产价格情况的综合指标,资料取自《中国统计年鉴》.

地价水平值(LP)选取居住地价水平值,资料取自《国土资源部中国城市地价动态监测系统网》. 目前我国公布的反映地价的指标有四种:综合地价水平值、居住地价水平值、商业地价水平值及工业地价水平值. 由于综合地价水平值容易受到工业地价水平值变动的影响,因此本文选取居住地价水平值为取值标准.

## 1.2 外生变量选取及说明

### 1.2.1 城市房价水平外生变量的选取

1) 供给方面的外生变量:房屋销售面积(BSA)、房地产开发投资额(IEE)、竣工房屋面积(CBA). 房屋销售面积是一段时期新增房屋供应量的能力,房地产开发投资额是衡量资金因素变化的指标,竣工房屋面积是衡量房屋短期供给变化的指标.

2) 需求方面的外生变量:常住人口总数(PSP)、地区人均生产总值(PLP)、人均可支配收入(PDI). 常住人口总数反映城市人口状态的变化,做为衡量城市人口状态的指标;地区人均生产总值是反映经济实力和富裕程度的指标;人均可支配收入反映居民的购买能力.

### 1.2.2 城市地价水平外生变量的选取

1) 供给方面的外生变量:土地购置面积(LPA)、建设用地面积(ILA). 土地购置面积用来衡量城市土地供给量的多少;建设用地面积是实际在建或已建成的土地面积.

2) 需求方面的外生变量:常住人口总数、人均可支配收入作为衡量指标.

# 2 城市地价与房价关系联立方程模型的构建

## 2.1 联立方程模型的构建

本文采用线性回归模型的函数形式,构建城市地价与房价关系的联立方程模型. 其中房价水平方程模型包含二个滞后内生变量和6个外生变量;地价水平方程模型包含一个滞后内生变量和4个外生变量. 地价与房价关系的联立方程模型为

$$HP = \beta_0 + \beta_1 LP + \beta_2 HP(-1) + \beta_3 CBA + \beta_4 BSA + \beta_5 PSP + \beta_6 PLP + \beta_7 PDI + \beta_8 IEE + e_1, \quad (1)$$

$$LP = \alpha_0 + \alpha_1 HP + \alpha_2 LP(-1) + \alpha_3 LPA + \alpha_4 ILA + \alpha_5 PSP + \alpha_6 PDI + e_2. \quad (2)$$

式中, $e_1$ 和 $e_2$ 分别为两个方程的随机干扰项.

## 2.2 联立方程模型的估计方法

采用二阶最小二乘法(TSLS)进行估计.

1) 构建房价水平HP对全部10个前定变量的回归方程:

$$HP = h_0 + h_1 LP(-1) + h_2 HP(-1) + h_3 IEE + h_4 CBA + h_5 BSA + h_6 PSP + h_7 PLP + h_8 PDI + h_9 LPA + h_{10} ILA + \bar{e}. \quad (3)$$

式中, $\bar{e}$ 是OLS残差. 以HPX表示式(3)的一个估计值,则式(3)可表达为

$$HP = HPX + \bar{e}. \quad (4)$$

式中,HPX 和  $\bar{e}$  是不相关的.

2) 将 HP 的估计值 HPX 带入式(2),构建地价水平 LP 的回归方程:

$$LP = \alpha_0 + \alpha_1 (HPX + \bar{e}) + \alpha_2 LP(-1) + \alpha_3 LPA + \alpha_4 ILA + \alpha_5 PSP + \alpha_6 PDI + e_2^* . \tag{5}$$

式中, $e_2^* = e_2 + \alpha_1 \bar{e}$ . 对方程(5)应用 OLS,得出地价水平变化参数的一致性估计.

### 3 数据及样本选取

以全国及 21 个重点城市作为研究对象,其中:东部地区为北京、天津、上海、广州、南京、杭州、福州、济南,中部地区为武汉、长沙、太原、郑州,西部地区为重庆、成都、昆明、西安、兰州、乌鲁木齐、南宁,东北地区为沈阳、哈尔滨. 选取 2006 年 1 月~2014 年 12 月期间地价指数和房价指数 36 个季度的数据,样本数据来源:“中国城市统计年鉴”“中国区域统计年鉴”“中国统计年鉴”“中国经济景气月报”.

### 4 实证分析

#### 4.1 全国样本实证分析

1) 相关性分析. 表 1 给出了全国地价与房价指数的自相关统计结果,从两个指数的自相关系数看,相关性较强,且相关性随着滞后期的增加而减弱. 地价与房价交叉相关系数较大,说明地价与房价之间存在着交互影响关系.

表 1 地价与房价自相关与交叉相关的统计结果  
Table 1 Statistic results about auto correlation and correlation of land price and house price

滞后期	自相关		交叉相关	
	HP	LP	HP,LP(-i)	HP,LP(+i)
0	—	—	0.840	0.840
1	0.860	0.871	0.824	0.710
2	0.731	0.679	0.722	0.677
3	0.605	0.548	0.582	0.563
4	0.506	0.451	0.499	0.467
5	0.409	0.356	0.449	0.376
6	0.338	0.328	0.406	0.297
7	0.282	0.305	0.353	0.224
8	0.229	0.236	0.339	0.192
9	0.176	0.161	0.296	0.209
10	0.163	0.092	0.199	0.188
11	0.143	0.025	0.099	0.126

2) 平稳性及协整性检验. 表 2 为变量序列

lnHP,lnLP 的单位根检验结果. 可以看出:lnHP 的 ADF = -0.897 016, lnLP 的 ADF = -1.221 647,新序列 lnLP 和 lnHP 都是非平稳序列.

对 lnHP 和 lnLP 的差分序列 DlnHP, DlnLP 进行单位根检验,结果为平稳序列,可以对其协整关系进行检验.

表 2 ADF 的单位根检验  
Table 2 Augmented dickey-fuller test

检验的序列	ADF 值	检验水平	M 临界值
lnHP	-0.897 016	1% 临界值	-3.633
		5% 临界值	-2.948
		10% 临界值	-2.613
lnLP	-1.221 647	1% 临界值	-3.633
		5% 临界值	-2.948
		10% 临界值	-2.613
DlnHP	-5.040 129	1% 临界值	-3.639
		5% 临界值	-2.951
		10% 临界值	-2.614
DlnLP	-5.296 19	1% 临界值	-3.646
		5% 临界值	-2.954
		10% 临界值	-2.616

运用 Johansen 法检验两个变量间的协整性,检验结果如表 3 所示. 由于似然比 19.858 99 小于 5% 和 1% 的临界值,接受原假设,地价与房价指数间不存在协整关系.

表 3 Johansen 协整性检验  
Table 3 Johansen co-integration test

特征值	似然比	5% 临界值	1% 临界值	假设协整向量数
0.356 973	19.858 99	20.261 84	25.078 11	无
0.132 829	4.845 632	9.164 546	12.760 76	最多 1 个

3) 双变量 VAR 模型估计. 利用双变量 VAR 模型对全国地价和房价的关系作进一步探讨,取最大滞后长度  $k = 4$ ,一阶差分后模型检验结果如表 4 所示. 在 lnLP 回归中,lnLP 变量的 1,3 期滞后和 lnHP 变量的 2,4 期滞后是显著的. 在 lnHP 回归中,lnHP 变量的 3,4 期滞后和 lnLP 变量的 3 期滞后是显著的. 以上分析看出地价的变化可以被其本身滞后项和房价的滞后项所解释,而房价的变化仅与其本身的滞后项有关系. 双变量 VAR 模型检验表明,地价与房价之间存在双向的滞后因果影响关系.

#### 4.2 全国 21 个重点城市样本实证分析

##### 4.2.1 地价水平回归方程

1) 阶段 1 回归. 表 5 是采用二阶最小二乘法,在 10% 显著性水平下的逐步回归结果.

表 4 双变量 VAR 模型估计结果  
Table 4 Statistical results of double variables VAR model

变量	ln HP			lnLP		
lnHP( - 1)	0. 731 631	( - 0. 201 47)	[ 3. 631 43]	-0. 396 2	( - 0. 354 3)	[ - 1. 118 29]
lnHP( - 2)	0. 198 764	( - 0. 246 01)	[ 0. 807 94]	1. 295 785	( - 0. 432 62)	[ 2. 995 17]
lnHP( - 3)	-0. 296 51	( - 0. 278 45)	[ - 1. 064 84]	-1. 222 17	( - 0. 489 67)	[ - 2. 495 93]
lnHP( - 4)	-0. 125 42	( - 0. 218 39)	[ - 0. 574 28]	0. 458 68	( - 0. 384 04)	[ 1. 194 35]
lnLP( - 1)	0. 163 534	( - 0. 122 52)	[ 1. 334 79]	1. 313 588	( - 0. 215 45)	[ 6. 096 95]
lnLP( - 2)	0. 186 026	( - 0. 184 24)	[ 1. 009 69]	-0. 892 42	( - 0. 323 99)	[ - 2. 754 46]
lnLP( - 3)	-0. 194 07	( - 0. 164 06)	[ - 1. 182 90]	0. 637 586	( - 0. 288 51)	[ 2. 209 95]
lnLP( - 4)	0. 185 127	( - 0. 124 29)	[ 1. 489 44]	-0. 268 07	( - 0. 218 57)	[ - 1. 226 46]
C	0. 709 909	( - 0. 331 72)	[ 2. 140 11]	0. 340 291	( - 0. 583 33)	[ 0. 583 36]
F 值	31. 042 88			18. 723 31		

注:( ) 中为标准误差,[ ] 中为  $t$ -统计值.

表 5 21 个重点城市地价水平方程阶段 1 回归  
Table 5 Initial regression of function of land price variable by 21 key cities

变量	回归系数	标准差	$t$ -统计值	概率
C	176. 586 8	620. 616 0	0. 284 535	0. 776 5
PDI	0. 199 410	0. 028 694	6. 949 469	0. 000 0
IEE	0. 000 170	4. 37E - 05	3. 888 047	0. 000 2
ILA	3. 099 308	0. 724 576	4. 277 410	0. 000 0
BSA	-1. 208 802	0. 225 280	-5. 365 772	0. 000 0
LP( - 1)	0. 174 318	0. 025 877	6. 736 487	0. 000 0
LPA	-0. 827 506	0. 484 775	-1. 706 988	0. 090 5
复相关系数的平方	0. 864 572	因变量均值		7 267. 920
调整的复相关系数的平方	0. 857 686	因变量标准差		3 620. 240
S. E. 回归	1 365. 721	赤池信息准则		17. 331 12
残差平方和	2. 20E + 08	施瓦茨准则		17. 489 51
对数似然函数值	-1 076. 195	汉南奎因准则		17. 395 47
F-统计量	125. 551 7	D - W 统计值		0. 980 310
概率(F-统计量)	0. 000 000			

表 5 的豪斯曼检验结果:平方和统计量为 51. 017 042,卡方统计量的自由度为 9,概率为 0. 000 0,结论为拒绝  $H_0$ ,采用固定效应方程.

根据表 5,城市房价水平变化方程为  
$$HPX = 176. 586\ 8 + 0. 199\ 4PDI + 0. 000\ 2IEE + 3. 099\ 3ILA.$$
(6)

2) 阶段 2 回归,估计结果见表 6.  
由表 6 知,城市地价水平变化方程为  
$$LP = - 2\ 061. 208\ 7 + 2. 678\ 8HPX - 10. 430\ 1ILA + 3. 305\ 6PSP - 0. 384\ 4PDI.$$
(7)

4. 2. 2 房价水平回归方程

1) 阶段 1 回归,阶段 1 回归参数表略,城市地价水平变化方程为  
$$LPX = - 2\ 955. 160\ 5 + 0. 866\ 0LP( - 1) + 0. 244\ 67PDI - 0. 469\ 6HP( - 1) + 3. 971\ 8ILA -$$

$1. 531\ 4LPA.$ (8)

2) 阶段 2 回归,阶段 2 回归参数表略,城市房价水平变化方程为  
$$HP = 790. 376\ 9 + 0. 143\ 6PDI + 0. 182\ 7HP( - 1) + 0. 188\ 6LPX + 0. 000\ 2IEE - 1. 189\ 0BSA.$$
(9)

表 6 21 个重点城市地价水平方程阶段 2 回归  
Table 6 Quadratic regression of function of land price variable by 21 key cities

变量	系数	标准差	$t$ -统计值	概率
C	-2 061. 209	1 077. 576	-1. 912 820	0. 058 2
HPX	2. 678 853	0. 244 328	10. 964 16	0. 000 0
ILA	-10. 430 11	1. 853 185	-5. 628 209	0. 000 0
PSP	3. 305 568	0. 617 596	5. 352 318	0. 000 0
PDI	-0. 384 361	0. 088 754	-4. 330 630	0. 000 0



表 6 的豪斯曼检验结果:平方和统计量为 37.602 181,卡方统计量的自由度为 5,概率为 0.000 0,结论为拒绝  $H_0$ ,采用固定效应方程。

4.3 模型结果分析

1) 前定变量.由式(7)可知,常住人口总数的符号与预期符号相一致,可判断常住人口总数对城市地价水平变化有正的影响.由式(9)可知,人均可支配收入、房地产开发投资额和和房价滞后期与城市房价水平存在正向引导关系;房屋销售面积与城市房价水平存在负向引导关系.其中,由于房地产具有双重属性,即居住与投资属性,当公众对未来房价基于上涨预期时,投资的逐利属性推动了对住房购买需求,同时开发商基于对市场需求上升的预期,也会增加房地产开发投资额.当投资增加导致供给增加对房价的下降影响小于购买需求导致对房价的上升影响时,投资与房价成正相关关系。

2) 城市地价与房价关系.对比式(7)与式(9)可知 HP 对 LP 的影响系数为 2.679,LP 对 HP 的影响系数为 0.189,说明房价对地价的影响大于地价对房价的影响。

5 结 论

1) 对地价影响最大的是常住人口总数,人口总数增多带动土地需求增加,常住人口总数对城市地价水平变化有正的影响。

2) 人均可支配收入、房地产开发投资额和房价滞后期拉动了城市房价水平,而房屋销售面积的增加起到拉低城市房价水平的作用。

3) 房价滞后期对房价有较大影响,由于房地产市场存在周期性,当房地产价格处于涨跌周期时,价格的涨跌预期引发公众投资情绪的变化,导致需求的变化而推动房价的涨跌。

参考文献:

[1] Wheato M, Peng R. The emergence of chaos from classic economic growth [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1983, 16(8): 54-71.

[2] Grimes A, Andrew A R. Irregular growth cycles [J]. *American Economic Review*, 1982, 17(5): 13-30.

[3] 王瑾. 货币政策的房地产价格传导机制研究——基于 VAR 模型的实证分析 [J]. *南方经济*, 2012, 433(9): 31-34.

(Wang Jin. The study of real estate price transmission mechanism of monetary policy—an empirical analysis based on VaR model [J]. *South China Finance*, 2012, 433(9):

31-34. )

[4] Abelson P, Joyeux R. Explaining house prices in Australia [J]. *Economic Record*, 2005, 81(1): 96-103.

[5] Miller N, Liang P. Exploring metropolitan housing price volatility [J]. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2006, 33: 5-18.

[6] Demary M. The link between output, inflation, monetary policy and housing price [J]. *Housing Price Dynamics*, 2009, 7: 1-41.

[7] Stadelmann D. Which factors capitalize into house prices? a bayesian averaging approach [J]. *Journal of Housing Economics*, 2010, 19(7): 180-204.

[8] Kallberg J G, Nu C, Pasquariego P. On the price comovement of US residential real estate markets [J]. *Real Estate Economics*, 2014, 42(1): 71-108.

[9] Oliver B. Explaining regional variation in equilibrium real estate prices and income [J]. *Journal of Housing Economics*, 2012, 21(1): 1-15.

[10] 孙涛, 郑晓亚. 中国房地产价格动态变化的宏观经济影响——基于 FAVAR 模型的实证分析 [J]. *贵州财经大学学报*, 2015, 178(5): 26-35.

(Sun Tao, Zheng Xiao-ya. Influences of house price changes on macroecononmics—empirical analyses by implementing VaR mode [J]. *Journal of Guizhou University of Finance and Economics*, 2015, 178(5): 26-35. )

[11] 史金艳, 张娣, 谷宇. 货币政策影响房地产价格的区域差异研究 [J]. *大连理工大学学报(社会科学版)*, 2013, 34(3): 8-13.

(Shi Jin-yan, Zhang Di, Gu Yu. The influence of monetary policy on real estate prices in different regions [J]. *Journal of Dalian University of Technology (Social Sciences)*, 2013, 34(3): 8-13. )

[12] 安辉, 王瑞东. 我国房地产价格影响因素的实证分析 [J]. *财经科学*, 2013, 300(3): 115-124.

(An Hui, Wang Rui-dong. An empirical analysis of influencing factors in real estate prices of China and the current real estate regulating policy [J]. *Finance & Economics*, 2013, 300(3): 115-124. )

[13] 陈浪南, 王鹤. 我国房地产价格区域互动的实证研究 [J]. *统计研究*, 2012, 29(7): 37-43.

(Chen Lang-nan, Wang He. Empirical investigation on the regional interactions of real estate prices in China [J]. *Statistical Research*, 2012, 29(7): 37-43. )

[14] 傅程远. 影响我国房地产价格因素的综合分析 [J]. *经济问题*, 2013(9): 49-52.

(Fu Cheng-yuan. Comprehensive analysis of influence factors of real estate price in China [J]. *On Economic Problems*, 2013(9): 49-52. )

[15] 刘博, 周晨丹, 刘晓欣, 等. 土地市场波动与房地产价格的关系分析: 基于 VAR 模型的实证研究 [J]. *数学的实践与认识*, 2012, 42(13): 47-53.

(Liu Bo, Zhou Chen-dan, Liu Xiao-xin, et al . Study on the

relationship between land price, land supply area and housing price: an empirical analysis based on VAR model [J]. *Mathematics in Practice and Theory*, 2012, 42 ( 13 ): 47 - 53. )

- [16] 黄树青,王婷婷,吴敬.我国房地产价格与通货膨胀的关联关系及其影响因素[J].财经理论与实践,2012,33(6):107-113.
- (Huang Shu-qing, Wang Ting-ting, Wu Jing. The real estate price and inflation fluctuations and their affecting factors[J]. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 2012, 33(6): 107-113.)

- [17] 庞加兰,毛史梦.我国房地产价格与通货膨胀相关性的实证分析[J].经济问题,2013,15(1):53-56.  
(Pang Jia-lan, Mao Shi-meng. Empirical research of relevance between housing price and inflation of China [J]. *On Economic Problems*, 2013, 15(1): 53-56.)
- [18] Andrew G M. Modeling regional house price; a review of the literature [J]. *The University of Reading*, 2011, 162(3): 145-189.
- [19] Edward L, Gyourko J. Why is manhattan so expensive regulation and the rise in house prices [J]. *National Bureau of Economic Research*, 2013, 12(7): 14-15.

(上接第 565 页)

## 参考文献:

- [1] 石伟,刘政东,陈占金,等.大孤山铁矿石工艺矿物学及选矿工艺研究[J].金属矿山,2005(1):29-33.  
(Shi Wei, Liu Zheng-dong, Chen Zhan-jin, et al. Research of technological mineralogy and beneficiation technology on Dagushan iron ores and research[J]. *Metal Mine*, 2005(1): 29-33.)
- [2] Graham D. Fine copper grinding using Metsos' stirred media detritor [J]. *Mining Engineering*, 2004, 56(4): 33-35.
- [3] Wu A A, Sen M. IsaMill-Jameson cell circuits offer quick flotation with less contamination [J]. *Journal of Engineering and Mining*, 2006, 207(4): 64-69.
- [4] Celep O, Yazici E Y. Ultra-fine grinding of silver plant tailings of refractory ore using vertical stirred media mill[J]. *Transactions of Nonferrous Metals Society of China*, 2013, 23(11): 3412-3420.
- [5] Celep O, Alptürk T. Stirred media mills in ultrafine grinding technology and the applications in ore dressing [J]. *Review of Earth Sciences*, 2008, 21(2): 61-73.
- [6] Wang Y M, Forssberga E, Sachwehb J. Dry fine

comminution in a stirred media mill-MaxxMill [ J ].  
*International Journal of Mineral Processing*, 2004, 74: 65 –  
74.

- [ 7 ] Celep O, Yazici E Y. A simulation study of laboratory scale ball and vertical stirred mills [ J ]. *Particle and particle Systems Characterization*, 2010, 26 ( 5/6 ) : 256 - 264.
- [ 8 ] 张国旺. 立式螺旋搅拌磨矿机在工业中的应用 [ J ]. 金属矿山, 1998 ( 9 ) : 36 - 38.
- ( Zhang Guo-wang. The application of the vertical spiral agitating mill in industry [ J ]. *Metal Mine*, 1998 ( 9 ) : 36 - 38. )
- [ 9 ] Jankovic A. Variables affecting the fine grinding of minerals using stirred mills [ J ]. *Minerals Engineering*, 2003, 16 ( 4 ) : 337 - 345.
- [ 10 ] Rottle J. Powder processing the dry way microns for limestone and talc [ J ]. *Industrial Minerals*, 1999, 10 : 57 - 59.
- [ 11 ] 段希祥. 细磨及超细磨下的功耗规律研究 [ J ]. 有色金属 ( 选矿部分 ), 1993 ( 3 ) : 33 - 39.
- ( Duan Xi-xiang. Study on power consumption of fine grinding and ultra-fine grinding [ J ]. *Nonferrous Metals ( Mineral Processing Section )*, 1993 ( 3 ) : 33 - 39. )