

我国住宅价格对居民消费 及房地产相关行业销售影响的实证分析

一、住宅价格波动对消费的总体影响

根据持久收入假说、生命周期假说等消费函数理论，居民消费主要取决于收入水平，既包括当期收入，也包括过去形成的可变现财富，还包括预期未来会获得的收入。理论上消费与收入呈线性关系，可以建立回归模型。

(一) 对城镇居民消费支出的影响

1. 变量选择

因变量方面，由于 2013 年以后才有全国居民人均消费支出统计数据，之前只有城镇居民人均消费支出统计数据，以人均消费支出为因变量，指标选用城镇居民人均消费支出 (CityExpenditure)。

自变量方面，除住宅价格外，还需引入反映居民收入水平的指标。住宅价格，选用住宅商品房平均销售价格 (HousePrice) 这一指标。考虑到对未来收入的预期，很大程度上取决于当期收入和过去获得的财富总量，本文拟将居民当期收入水平、财富总量作为解释变量。其中，当期收入水平，选用城镇居民人均可支配收入 (CityDisposableIncome)；财富总量，选用季度城乡居民储蓄存款余额 (deposit) 的年

初值¹。本文用城镇居民人均可支配收入来衡量当期收入对消费的影响，用居民储蓄存款余额来衡量过往财富积累对消费的影响，因此居民储蓄存款余额应选用年初数，而不是年末数。

2. 数据预处理

居民储蓄存款余额为总量范畴，为与作为因变量的城镇居民人均消费支出相匹配，应扣除人口数量增长对居民储蓄存款余额的影响，用居民储蓄存款余额除以历年年末总人口数，得到居民人均储蓄存款余额序列。

为消除价格因素的影响，上述 4 个变量均需进行处理，方法为：以国家统计局公布的居民消费价格指数（1978=100）、城镇居民消费价格指数（1978=100）为基础，通过线性变换，生成新的价格指数序列（2000=1）。用居民消费价格指数新序列处理居民人均储蓄存款余额序列，用城镇居民消费价格指数新序列处理其它 3 个变量，所得新序列即消除价格影响。为避免异方差问题，4 个变量均进行自然对数处理。

3. 模型构建

我国住房制度改革始于 1998 年，市场化的住宅价格在此之后逐步形成。由于缺失 2000 年之前的住宅商品房平均销售价格和 2002 年之前的城乡居民储蓄存款余额，因此回

¹ 2004 年之前无年初值，用上一年年末值代替

归模型样本期间为 2002-2017 年，模型形式如下：

$$\log(\text{CityExpenditure}_t) = c + \log(\text{CityDisposableIncome}_t) + \log(\text{deposit}_t) + \log(\text{HousePrice}_t) + \varepsilon_t$$

4. 模型估计

模型输出结果见表 2，模型拟合程度较高，R 方达 0.99，经检验，残差序列不存在自相关。

表 2 回归模型估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(Intercept)	3.12973	0.88192	3.549	0.00401 **
log(CityDisposableIncome)	0.70784	0.07702	9.191	8.84e-07 ***
log(HousePrice)	-0.08778	0.06384	-1.375	0.19429
log(Deposit)	0.17289	0.06636	2.605	0.02301 *

Residual standard error: 0.009751 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9994
Adjusted R-squared: 0.9993
F-statistic: 6949 on 3 and 12 DF
p-value: < 2.2e-16

注：显著性符号：0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

5. 模型结论

根据模型估计结果，在其他变量不变的条件下，住宅商品房平均销售价格每提高 1%，城镇居民人均消费支出就减少 0.09%。在 2001-2017 年间，住宅商品房平均销售价格同比涨幅有 5 年高于 10%，2009 年涨幅最高，达 24.7%。2017 年住宅商品房平均销售价格涨幅为 1.83%，简单计算，导致城镇居民人均消费支出增速降低 0.16 个百分点。住宅价格上

涨对居民消费的挤出效应应引起重视。

同时，模型估计的结果为房价上涨财富效应和挤出效应的总和，是扣除财富效应之后的挤出效应，可见挤出效应强于财富效应，房价上涨总体上抑制消费。

此外，模型估计结果表明，其它变量不变条件下，城镇居民人均可支配收入增长 1 个百分点，会带动城镇居民人均消费支出增长 0.7 个百分点。可见，收入水平是影响居民消费的最主要因素，扩大消费的关键在于提升居民收入水平。

（二）对社会消费品零售总额的影响

1. 变量选择

因变量方面，以社会消费品零售总额 (GoodsRetSale) 为因变量，从而反映房价上涨对商品消费的总体影响。

自变量方面，以国家统计局公布的城镇居民人均可支配收入、农村居民人均可支配收入（2013 年之前为农村居民人均现金收入）为基础，以城镇化率（城镇人口占总人口的比重）为权重，加权平均计算得出全国居民收入水平 (Income) 为自变量。2013 年进行了统计口径调整，该年数据取前后两年数据的算术平均值。同时，以住宅商品房平均销售价格 (HousePrice) 为自变量。

2. 数据预处理

社会消费品零售总额、全国居民收入水平、住宅商品房

平均销售价格三个变量均进行自然对数处理。

3. 模型建立

考虑到直接以对数处理后的变量建立的回归模型，残差项存在严重自相关问题，因此需要建立含有滞后项的回归模型。由于社消增速比较稳定，当期社消受往期数据影响较大，尝试在自变量中加入滞后一期、滞后二期的社消序列，自相关问题基本消除。由于缺失 2000 年之前的住宅商品房平均销售价格，因此回归模型样本期间为 2000-2017 年，模型形式如下：

$$\log(\text{GoodsRetSale}_t) = c + \log(\text{Income}_t) + \log(\text{HousePrice}_t) + \log(\text{GoodsRetSale}_t(-1)) + \varepsilon_t$$

$$\log(\text{GoodsRetSale}_t) = c + \log(\text{Income}_t) + \log(\text{HousePrice}_t) + \log(\text{GoodsRetSale}_t(-1)) + \log(\text{GoodsRetSale}_t(-2)) + \varepsilon_t$$

4. 模型估计

估计结果分别见表 4、表 5。经残差序列 LM 检验，表 4、表 5 均已消除自相关问题，且两个模型 $\log(\text{Income})$ 估计系数比较一致，在 0.19 和 0.21 之间，可以说明所采用模型比较可靠。由于滞后一期、滞后二期的社消序列在模型中均显著，因此把两者加入模型。

表4 包含 GoodsRetSale (-1)的回归模型输出结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(Intercept)	-0.07117	0.38923	-0.183	0.8575

log(Income)	0.21214	0.14265	1.487	0.1592
log(HousePrice)	0.18466	0.09985	1.849	0.0856 .
Log(GoodsRetSale (-1))	0.71782	0.1036	6.929	7e-06 ***

Residual standard error: 0.01888 on 14 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9992

Adjusted R-squared: 0.9991

F-statistic: 6092 on 3 and 14 DF

p-value: < 2.2e-16

注: 显著性符号: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

表5 包含GoodsRetSale (-1)、(-2)的回归模型输出结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(Intercept)	0.14781	0.33375	0.443	0.6651
log(Income)	0.19233	0.11886	1.618	0.1296
log(HousePrice)	0.08082	0.09156	0.883	0.3935
log(GoodsRetSale (-1))	1.28007	0.22597	5.665	7.73e-05 ***
log(GoodsRetSale (-2))	-0.49651	0.18447	-2.692	0.0185 *

Residual standard error: 0.0157 on 13 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9995

Adjusted R-squared: 0.9994

F-statistic: 6609 on 4 and 13 DF

p-value: < 2.2e-16

注: 显著性符号: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1

5. 模型结论

尽管不显著，对数房价 $\log(\text{HousePrice})$ 估计系数均为正，说明房价上涨对社消增长具有正向影响，弹性系数在 0.08 和 0.18 之间。表 5 结果说明，在其他变量不变的情况下，住宅商品房平均销售价格上涨 1%，导致社会消费品零售总额上升 0.08 个百分点²。2017 年住宅商品房平均销售价格涨幅为 1.83%，简单计算，导致社会消费品零售总额增速上升 0.15 个百分点。

² 因变量滞后二期加入模型后，系数显著，因此采用包含滞后一、二期的模型。

从弹性系数来看，房价上涨对社消的影响为正，但对城镇居民消费支出的影响为负，可能是由于房价上涨对商品和餐饮以外其他消费的影响的财富效应强于挤出效应。

二、住宅价格波动对房地产下游行业销售的影响

房地产行业是国民经济的重要支柱产业，对于拉动家电家居用品、建材等产业的发展举足轻重，这些房地产直接下游产业的销量会随着楼市的景气程度而变化。本部分以国家统计局公布的限额以上单位商品零售类值数据为基础，采用回归分析的方法，分析房价上涨对房地产下游行业销售的影响。

因变量分别选用国家统计局公布的月度数据中 2001—2017 年限额以上单位家用电器和音像器材类商品零售类值 (Appliance)、家具类商品零售类值 (Furniture)、建筑及装潢材料类商品零售类值 (Decoration) 的年末累计值。自变量选用住宅商品房平均销售价格 (HousePrice)、全国居民收入水平 (Income)，并使用基期 2001=100 的居民消费价格指数对上述 5 个变量进行修正，以消除价格影响。由于消费具有棘轮效应，在上述回归方程的基础上引入因变量的一期滞后项作为自变量。另外，自变量与因变量均做对数处理，以降低数据波动性，消除异方差的影响。

由于缺失 2000 年之前的住宅商品房平均销售价格和

2001 年之前的限额以上商品零售值，因此回归模型样本期间为 2001-2017 年。

(一) 对家电类商品消费的影响

估计结果见表 6，房价上涨对家电类商品消费的影响为正，弹性系数为 0.69。且 t 检验的 p 值为 0.01，小于 0.05，系数显著。说明房价上涨 1%，带动家电类商品零售额上升 0.69%。

表6 房价对家电类商品消费影响估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(Intercept)	-1.6027	1.3135	-1.22	0.24585
log(Income)	-0.4192	0.4041	-1.037	0.32
log(HousePrice)	0.688	0.226	3.045	0.01019 *
log(Appliance(-1))	0.9841	0.2527	3.895	0.00213 **

Residual standard error: 0.04295 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9966
Adjusted R-squared: 0.9957
F-statistic: 1163 on 3 and 12 DF
p-value: 4.747e-15

(二) 对家具类商品消费的影响

估计结果见表 7，房价上涨对家具类商品消费的影响为正，弹性系数为 1.99，且 t 检验的 p 值为 0.005，小于 0.05，该系数显著。说明房价上涨 1%，带动家具类商品零售额上升 1.99%。

表7 房价对家具类商品消费影响估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(Intercept)	-4.3506	2.946	-1.477	0.16549
log(Income)	-1.3428	0.6918	-1.941	0.07611 .

log(HousePrice)	1.9922	0.5872	3.393	0.00534 **
log(Furniture(-1))	1.0633	0.1785	5.957	6.65e-05 ***

Residual standard error: 0.1012 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9949
Adjusted R-squared: 0.9936
F-statistic: 780.1 on 3 and 12 DF
p-value: 5.157e-14

(三) 对建筑及装潢材料类商品消费的影响

估计结果见表 8，房价上涨对住类商品消费的影响为正，弹性系数为 2.9，且 t 检验的 p 值为 0.013，小于 0.05，该系数显著。说明房价上涨 1%，带动建筑及装潢材料类商品零售额上升 2.9%。

表8 房价对住类商品消费影响估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
(Intercept)	-8.066	3.7517	-2.15	0.05265 .
log(Income)	-1.7168	1.0209	-1.682	0.11847
log(HousePrice)	2.9008	1.0049	2.887	0.01366 *
log(Decoration(-1))	1.003	0.2226	4.505	0.00072 ***

Residual standard error: 0.1658 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9868
Adjusted R-squared: 0.9835
F-statistic: 299 on 3 and 12 DF
p-value: 1.543e-11

四、主要分析结论

1. 住宅价格上涨对居民消费的挤出效应强于财富效应，总体上对消费起抑制作用。在其他变量不变的条件下，住宅商品房平均销售价格每提高 1%，城镇居民人均消费支出就减少 0.09%。

2. 住宅价格上涨对社会消费品零售总额具有正向影响。在其他变量不变的条件下，住宅商品房平均销售价格上涨 1%，导致社会消费品零售总额上升 0.08 个百分点。

3. 住宅价格上涨对不同种类商品消费影响程度不同。对建筑及装潢材料类商品消费带动作用最强，弹性系数为 2.9；对家具类商品消费带动作用次之，弹性系数为 1.99；对家具类商品消费带动作用最弱，弹性系数为 0.69。

4. 收入水平是影响居民消费的最主要因素，扩大消费的关键在于提升居民收入水平。其它变量不变条件下，城镇居民人均可支配收入增长 1 个百分点，会带动城镇居民人均消费支出增长 0.7 个百分点。

五、政策建议