

吉林省人口结构对商品住宅价格的影响



徐琬舒*

延边大学数学系, 吉林延吉 133002

摘要: 近年来在国家一系列的房地产政策调控下, 中国商品住房销售均价涨幅明显放缓。但是房地产市场依旧备受瞩目, 房价高企, 给老百姓的生活带来了沉重负担。由于人口是商品住房交易的参与主体, 因此, 本文运用 VAR 模型去探索人口结构对吉林省 2005-2019 年商品住宅价格的影响。本文选取 6 个人口结构变量, 对数据处理后进行平稳性、协整检验, 构建 VAR 模型, 并进行稳定性检验和格兰杰因果关系检验, 从而得出影响吉林省商品住宅价格的主要人口结构因素。最终对筛选出来的指标采用脉冲响应和方差分解方法分析各指标对吉林省商品住宅价格的影响程度。结果表明: 家庭规模和城镇居民人均可支配收入因素皆会对吉林省商品住宅的价格产生一定影响; 对于商品住宅的价格, 家庭规模存在着较为长远的抑制作用, 而城镇居民可支配的人均收入存在着较为长远的推动作用; 在相对较短的时间里, 主要影响商品住宅价格变化的要素为房价本身。基于研究结论, 本文提出坚持限购、限贷等购房限制政策、提高城镇居民人均可支配收入、以及根据家庭规模合理调整住宅户型等建议。

关键词: 人口结构; 商品住宅价格; VAR 模型

DOI: [10.57237/j.wjeb.2024.01.001](https://doi.org/10.57237/j.wjeb.2024.01.001)

Study on the Influence of Population Structure on the Price of Commercial Housing in Jilin Province

Wanshu Xu*

Department of Mathematics, Yanbian University, Yanji 133002, People's Republic of China

Abstract: In recent years, under a series of national real estate policies, the increase in the average sales price of commercial housing in China has slowed down significantly. However, the real estate market is still attracting attention. The high housing prices have brought a heavy burden to the lives of ordinary people. Since the population is the main participant in commercial housing transactions, this article attempts to use the VAR model from the perspective of population structure to explore its effect on the price of commercial housing in Jilin Province from 2005 to 2019. This article selects six population structure variables, performs stationarity and cointegration tests after data processing, builds a VAR model, and conducts stability tests and Granger causality tests, so as to obtain the main population structure that affects the price of commercial housing in Jilin Province factor. At last, impulse response and variance decomposition methods are used to analyze the impact of each index on the price of commercial housing in Jilin Province. The results show that the family size and the per capita disposable income of urban residents will have a certain impact on the price of commercial housing in Jilin Province. For the price of commercial housing, the family size has a relatively long-term inhibitory effect, while the disposable per capita income of urban residents has a relatively long-term promotion effect. In a relatively short period of time, the main factor affecting its changes is the housing price itself. Based on the research conclusions, this article puts forward suggestions such as adhering to house purchase restriction policies such as

*通信作者: 徐琬舒, 2459902813@qq.com

purchase restriction and loan restriction, increasing the per capita disposable income of urban residents, and reasonable adjustment of residential units according to the size of the family.

Keywords: Population Structure; Commodity Housing Prices; VAR Model

1 引言

Hui (2012)分析中国香港的房价与婴儿出生率、老年人抚养之间的关系,实证表明,房价与婴儿出生率以及老年人抚养之间均呈负相关[1]。Hiller, Norbert (2016)运用混合回归的空间面板模型分析1995年-2014年87个德国城市,结果表明人口老龄化越严重的城市,其房价涨幅就越小[2]。Hui, Eddie Chi-Man (2018)研究中国294个地级市老龄化和流动性对房价的影响,实证结果与Hiller, Norbert (2016)相反,结论为抚养比每增加1%,房价却上涨0.37%。针对性别结构[3],Wei和Zhang (2009)认为在住宅需求方面,男性比女性更为需要,而且男性偏好于面积更大的商品住宅[4]。Lauf, Steffen (2012)认为在其他条件不变的情况下家庭规模的降低导致了家庭数量的提高,因此同时也是提升了住房的总需求[5]。Piet Eichholtz和Thies Lindenthal (2014)是以英国为例,认为在教育水平较高时,会追求更优越的居住空间、住宅类型等方面,从而有助于拉升商品住宅的价格[6]。Tu, Qi (2017)认为在荷兰,收入是推动其价格的重要因素[7]。Akbari, Ather H (2012)重点研究加拿大人口流入流出与商品住宅价格的关系,分析结论为人口的大量流入会提升住房需求,从而刺激房价的进一步上涨[8]。Mussa, Abeba (2017)运用空间杜宾模型研究分析美国的商品住房市场,结果表明人口流入会推升当地租金以及房价上涨,而且会对周边地区的房价产生一定影响[9]。Day, Creina (2018)运用建立跨期模型分析澳大利亚房价的影响因素[10],实证结果为人口净流入导致家庭数量提升,催生大量住房需求,引发房价上涨。徐建炜等(2012)对19个国家近40年研究发现商品住宅价格与抚养比成负相关,同时运用相同的方法分析中国,结论与这些国家恰恰相反,中国的老年人口住房需求较大,养老地产如火如荼,从而助推商品住宅价格[11]。鞠方等(2019)认为人口老龄化于其具有显著区域差异性作用[12]。国内学者对于人口社会结构的研究主要集中于家庭规模、收入结构以及就业结构等。方勇华(2017)认

为家庭的规模越小,数量越大,会使价格拉升明显[13]。李永刚(2018)运用面板数据模型分析中国东、中、西部地区三个地区城镇居民可支配收入对商品住宅价格的影响,研究发现城镇居民可支配收入的提高会拉升商品住宅价格[14]。郭戡、孙炜(2010)分析江苏省的城镇化进程,结果表明外省人口的流入推升江苏省的城镇化水平,同时致使本地的商品住宅需求的增长,从而推动了中心城市商品住宅价格的提高[15]。付雨豪、黄斯琪(2015)认为城镇化与商品住宅价格之间互相影响,城镇化水平越高,房价拉升越显著,同时高房价在一定程度上也会抑制城镇化水平的增长[16]。吴振华(2018)分析珠三角地区时发现城镇化水平的增长会明显拉动房价[17]。根据以上国内外文献综述,其研究成果可以总结为,主要运用定量方法,采用各种各样的模型探索二者之间的影响关系。本文基于VAR模型进行研究,对于拟订人口政策上可以给予充分的理论支撑,对我省房产市场的平稳健康发展有正向推动作用,也将对东北另外两个省份在探究二者之间影响关系上给出相关经验。

2 相关理论与模型

2.1 人口结构理论

人口结构是指在特定的时点与地域范围内,区域人口内部的各种不同质的、以及数量的比例关系,人口结构具体包含如下三项[20]:人口自然结构凭借人口自然指标划分,可以概括为年龄结构、性别结构。人口社会经济结构体现着人口的社会经济属性,衡量的指标涵盖了家庭规模、就业结构、收入结构等。经济发展方式决定人口社会经济结构的变化,而且人口社会经济结构的变化又会能动地反作用于经济的发展,因此合理的人口社会结构对于推动经济的发展起着重要作用。人口地域结构主要包括人口城乡结构,描述人口在空间范围内的分布情况。通常而言,区域的自然环境和交通条件的便利性对于人口的集中度呈现明

显的正相关关系，而且人口的地域分布取决于区域经济发展的水平，人口的流入与流出通常表现为人口由生产力水平低的区域向生产力水平较高的区域流入。

2.2 住宅市场供需理论

住宅需求的定义可以概括为消费者在特定时期与价格水平下，消费者愿意购买并且有能力购买的住宅数量[19]。住宅的价格、消费者的购买能力、偏好以及预期等均影响了消费者的住宅需求。住房需求的层次通常可以划分为刚性、改善型以及投资三种需求，刚性需求和改善型需求属于消费需求，购买用途主要是自用，而投资需求主要是将住宅作为资产进行投资，以便保值增值。住宅供给的定义可以概括为生产者在固定时间与价格水平下，生产者愿意提供同时有能力提供的住宅数量。均衡价格的定义可以概括为当商品的需求量和供给量相等时，此时商品的需求价格和供给价格相等的价格[18]。

2.3 VAR 模型

2.3.1 VAR 模型介绍

VAR 模型的一般表达式为：

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t; t=1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中，Y表示 N 维内生变量向量，B表示系数矩阵，p表示内生变量滞后的阶数，样本个数为T， ε_t 为 N 维扰动向量。

2.3.2 VAR 模型检验

模型检验主要包括：

(1) 平稳性检验

本文利用单位根检验（ADF）方法来检验所用变量是否具有平稳性。

(2) Johansen 协整检验

协整检验是检验变量之间是否存在长期有效的关系，其中 Johansen 协整检验最为普遍。

(3) 格兰杰（Granger）因果关系检验

Granger 因果关系检验是检验某一变量的滞后变量是否可以引入到其它变量的方程中，如果这一变量受到了其它变量的滞后影响，就认为这些变量之间存在 Granger 因果关系。

(4) 脉冲响应和方差分解

脉冲响应函数是在某一个内生变量的随机误差项上施加一个标准差大小的冲击后对所有内生变量所产生的影响。方差分解是将 VAR 模型系统内一个变量的方法分解到各个扰动项上，从而分析每个冲击对变量变化的贡献度。

3 实证研究

3.1 指标界定

本文选取 2005-2019 年的时间序列数据作为样本进行研究。人口结构指标分别为人口自然结构：性别结构（SR，男女性别比）、年龄结构（DR，抚养比）；人口社会结构：（FS，家庭规模）、就业结构（SETI，第三产业就业人口占比）、收入结构（PDI，城镇居民人均可支配收入）；人口地域结构：城乡结构（UR，非农人口占比）共 6 个指标，以及吉林省商品住宅价格 HP，数据来源于国家统计局以及《吉林省统计年鉴》，各个变量的具体取值如下：

①SR：男女性别比，男性人口数与女性人口数之比，单位为%。

②DR：抚养比，非劳动年龄人口数与劳动年龄人口数之比，单位为%。

③FS：家庭规模，总人口数与总户数的之比，单位人/户。

④SETI：第三产业就业人口占比，第三产业就业人口数与就业人口数之比，单位为%。

⑤PDI：城镇居民人均可支配收入，单位为元/年。

⑥UR：非农人口占比，非农业人口与总人口数之比，单位为%。

⑦HP：商品住宅价格，商品住宅的销售总额与商品住宅的销售面积之比，单位为元/平方米。

3.2 实证分析

3.2.1 数据处理

一是消除通货膨胀对商品住宅价格的影响，以 2004 年的 CPI 为基数，调整 2005-2019 年吉林省商品住宅价格，如表 1 所示。二是消除时间序列变量的异方差影响，对数化处理 7 个变量指标，如表 2 所示。本文采用 VAR 模型进行研究，数据检验和模型建立运用 Eviews9.0。

表 1 吉林省商品住宅价格调整情况

年份	HP	CPI	调整后 CPI	调整后 CPI 的 HP	Ln(调整后 CPI 的 HP)
2005	1885.23	101.5	105.60	1785.26	7.49
2006	2009.59	101.4	107.00	1878.12	7.54
2007	2286.91	104.8	111.80	2045.54	7.62
2008	2507.22	105.1	116.90	2144.75	7.67
2009	2917.19	100.1	117.00	2493.32	7.82
2010	3646.76	103.7	120.70	3021.34	8.01
2011	4363.98	105.2	125.90	3466.23	8.15
2012	4146.70	102.5	128.40	3229.52	8.08
2013	4483.32	102.9	131.30	3414.56	8.14
2014	5112.05	102	133.30	3835.00	8.25
2015	5475.55	101.7	135.00	4055.96	8.31
2016	5364.38	101.6	136.60	3927.07	8.28
2017	6021.49	101.6	138.20	4357.09	8.38
2018	6993.61	102.1	140.30	4984.75	8.51
2019	7451.55	103	143.30	5199.97	8.56

表 2 吉林省人口结构数据处理情况

年份	ln(SR)	ln(DR)	ln(FS)	ln(SETI)	ln(PDI)	ln(UR)
2005	4.65	3.35	1.15	3.57	9.07	3.96
2006	4.65	3.30	1.14	3.58	9.19	3.97
2007	4.64	3.33	1.15	3.59	9.33	3.97
2008	4.63	3.30	1.11	3.59	9.46	3.97
2009	4.64	3.28	1.11	3.58	9.55	3.98
2010	4.63	3.29	1.08	3.60	9.64	3.98
2011	4.63	3.31	1.07	3.61	9.79	3.98
2012	4.65	3.22	1.05	3.64	9.91	3.98
2013	4.65	3.31	1.02	3.65	10.01	3.99
2014	4.63	3.36	1.01	3.67	10.05	4.00
2015	4.63	3.39	1.09	3.72	10.12	4.01
2016	4.62	3.42	1.04	3.80	10.19	4.02
2017	4.63	3.49	0.97	3.83	10.25	4.04
2018	4.63	3.49	0.99	3.84	10.31	4.05
2019	4.62	3.51	0.95	3.86	10.38	4.07

3.2.2 平稳性检验

本文采用单位根检验对 7 个变量进行平稳性检验，从而规避伪回归，结果如表 3 所示。

表 3 各变量 ADF 检验结果

变量	ADF 统计量	5%水平显著临界值	检验形式 (C,T,N)	结论
ln(SR)	-2.71	-3.79	(C,T,3)	非平稳
dln(SR)	-3.86	-1.97	(0,0,2)	平稳
ddl(SR)	-4.78	-1.98	(0,0,2)	平稳
ln(DR)	-1.87	-3.79	(C,T,3)	非平稳
dln(DR)	-4.25	-3.12	(C,0,2)	平稳
ddl(DR)	-3.67	-3.21	(C,0,2)	平稳
ln(FS)	-3.16	-3.79	(C,T,3)	非平稳
dln(FS)	-4.2	-3.14	(C,0,2)	平稳
ddl(FS)	-5.42	-3.18	(C,0,2)	平稳
ln(SETI)	-0.01	-3.93	(C,T,3)	非平稳
dln(SETI)	-3.81	-3.93	(C,T,2)	非平稳
ddl(SETI)	-3.46	-1.98	(0,0,2)	平稳
ln(PDI)	-0.72	-3.79	(C,T,3)	非平稳

变量	ADF 统计量	5%水平显著临界值	检验形式 (C,T,N)	结论
dln(PDI)	-3.04	-3.88	(C,0,2)	非平稳
ddln(PDI)	-3.56	-3.21	(C,0,2)	平稳
ln(UR)	-0.59	-3.79	(C,T,3)	非平稳
dln(UR)	-0.71	-3.14	(C,0,2)	非平稳
ddln(UR)	-5.74	-1.97	(0,0,2)	平稳
ln(HP)	-2.31	-3.83	(C,T,3)	非平稳
dln(HP)	-3.57	-3.14	(C,0,2)	平稳
ddln(HP)	-3.84	-3.21	(C,0,2)	平稳

注：C表示常数项；T表示趋势项；N表示滞后阶数

根据表 3 的 ADF 检验结果可知，各变量的 ADF 检验结果显示原始序列在 5%的显著水平上检验统计量小于显著水平临界值，原始序列均为非平稳序列。在一阶差分以后，SETI、PDI、UR 仍表现为非平稳，其余 4 个变量均表现为平稳。在进行二阶差分以后，所有变量可在统计学意义上满足平稳性要求，即全部序列都是同阶单整。

3.2.3 协整检验

本文综合考虑自由度和滞后项，检验 HP 与 SR、

DR、FS、SETI、PDI 和 UR 之间的协整关系。根据 AIC（赤池信息）统计量和 SC（施瓦茨）准则，检验选取滞后阶数为 1 阶、1 阶和 0 阶的 Johansen 协整检验。

(1) 人口自然结构

表 4 和表 5 检验结果表明，在 5%的显著水平下，拒绝商品住宅价格（HP）与男女性别比（SR）、抚养比（DR）之间不存在协整关系的假设，说明这三个变量之间存在协整关系。

表 4 迹统计量检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.845685	43.23125	35.19275	0.0055
At most 1	0.610824	18.93738	20.26184	0.0752
At most 2	0.401303	6.668988	9.164546	0.145

表 5 最大特征值检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.845685	24.29387	22.29962	0.026
At most 1	0.610824	12.2684	15.8921	0.1709
At most 2	0.401303	6.668988	9.164546	0.145

(2) 人口社会结构

表 6 和表 7 检验结果表明，在 5%的显著水平下，拒绝商品住宅价格（HP）与家庭规模（FS）、第三产业

就业人口占比（SETI）、城镇居民人均可支配收入（PDI）之间不存在协整关系的假设，说明这四个变量之间存在协整关系。

表 6 迹统计量检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.969193	96.13466	47.85613	0
At most 1 *	0.905123	50.89443	29.79707	0.0001
At most 2 *	0.583722	20.27714	15.49471	0.0088
At most 3 *	0.495092	8.883929	3.841466	0.0029

表 7 最大特征值检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.969193	45.24023	27.58434	0.0001
At most 1 *	0.905123	30.61729	21.13162	0.0017
At most 2	0.583722	11.39321	14.2646	0.1356
At most 3 *	0.495092	8.883929	3.841466	0.0029

(3) 人口地域结构

表 8 和表 9 检验结果表明，在 5% 的显著水平下，拒绝商品住宅价格（HP）与非农人口占比（UR）之间

不存在协整关系的假设，说明两组变量之间存在协整关系。

表 8 迹统计量检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.80963	23.08031	15.49471	0.003
At most 1	0.110078	1.516086	3.841466	0.2182

表 9 最大特征值检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.80963	21.56423	14.2646	0.003
At most 1	0.110078	1.516086	3.841466	0.2182

综上所述，在 5% 的显著性水平下，HP 与 SR、DR、FS、SETI、PDI 和 UR 之间存在长期均衡关系，出现伪回归的概率较小。

3.2.4 格兰杰因果检验

本小节进行人口结构变量与商品住宅价格变量之间的格兰杰因果检验，检验结果如表 10 所示。

表 10 吉林省人口结构与商品住宅价格之间的格兰杰因果关系检验

Null Hypothesis:	df	F-Statistic	Prob.
SR does not Granger Cause HP	1	0.07419	0.7904
HP does not Granger Cause SR	1	1.51666	0.2438
DR does not Granger Cause HP	1	0.00681	0.9357
HP does not Granger Cause DR	1	3.0389	0.1091
FS does not Granger Cause HP	1	4.47034	0.0481
HP does not Granger Cause FS	1	5.79335	0.0348
HP does not Granger Cause SETI	1	4.33975	0.0614
SETI does not Granger Cause HP	1	0.53994	0.4778
HP does not Granger Cause PDI	2	13.1079	0.003
PDI does not Granger Cause HP	2	4.8327	0.0421
HP does not Granger Cause UR	2	5.03015	0.0385
UR does not Granger Cause HP	2	0.91187	0.4398

根据格兰杰因果关系检验结果可知，家庭规模和城镇居民人均可支配收入均会对产生一定影响。男女性别比与商品住宅价格之间没有相关性，其原因可能是男女性别比的变化需要经历长期过程，而数据的时间跨度较短，性别结构在短期内变化较小。抚养比与商品住宅价格没有相关性，其原因与男女性别比的原因类似。第三产业就业人口占比与商品住宅价格不存在相关性，表明第三产业就业人数占比的提高不一定影响商品住宅价格。城乡结构与住宅价格不存在相关性，主要因为吉林省

城乡人口和区域划分的持续变化，引发城乡人员数据变化较大，从而对于商品住宅价格的影响缺乏可验证性。

3.2.5 稳定性检验

如图 1 所示，AR 特征多项式根图显示所有 AR 根的模的倒数都在单位圆内部，表明所建立的 VAR 模型稳定。

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

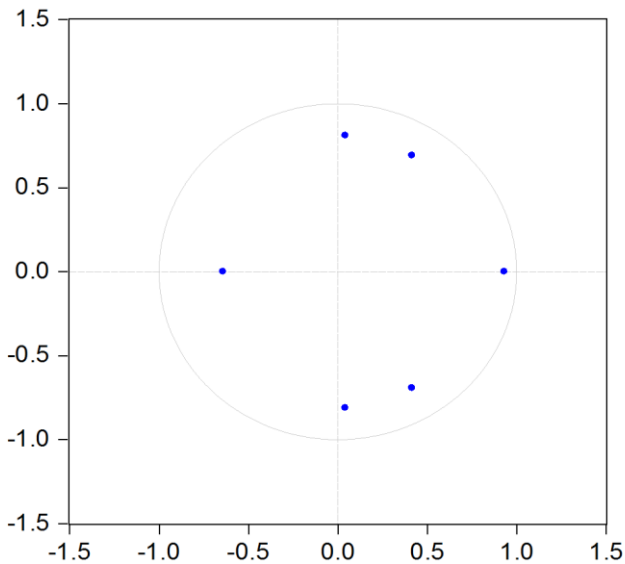


图 1 VAR 模型 AR 特征多项式根图

3.2.6 脉冲响应分析

VAR 模型的系数反应一个局部的动态关系，为了进一步明确家庭规模和城镇居民人均可支配收入对商品住宅价格的影响方向和程度，采用脉冲响应函数对 VAR 模型进行检验。

(1) 家庭规模

从图 2 中可以看出，对于家庭规模 (FS) 一个正向标准差的冲击之后，商品住宅价格 (HP) 的脉冲响应呈现下降趋势，在第 2 期左右达到最低后回升，并在第 4 期以后趋于平稳。吉林省的家庭规模趋于下降，总户数趋于上升，对于商品住房的需求随之增加，同时对商品住宅价格有抬高作用。但从长远来看，家庭规模的上升会减少商品住宅的需求，从而对商品住宅的价格产生抑制影响。

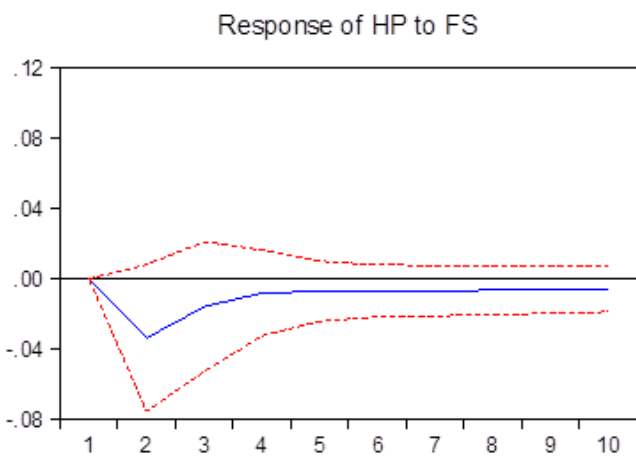


图 2 家庭规模产生的商品住宅价格脉冲响应

(2) 城镇居民人均可支配收入

从图 3 中可以看出，对于人均可支配收入 (PDI) 一个正向标准差的冲击之后，商品住宅价格 (HP) 的脉冲响应呈现上升趋势，在第 3 期达到最高点后，并从第 4 期下跌至第 7 期后趋于平稳。随着城镇居民人均可支配收入的提升，近年来吉林省与商品住房有关的消费支出逐年增加，而且加大对高层次和投资类商品住宅需求，推动商品住宅价格的上涨。

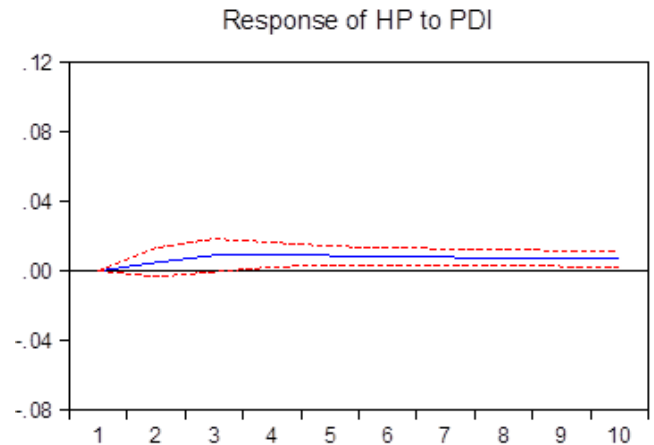


图 3 城镇居民人均可支配收入产生的商品住宅价格脉冲响应

(3) 商品住宅价格

从图 4 中可以看出，对于商品住宅价格 (HP) 一个正向标准差的冲击之后，吉林省商品住宅价格 (HP) 迅速上涨，随后增长幅度趋于下降，在第 4 期后逐步恢复平稳，这表明短期内影响吉林省商品住宅价格变化的因素主要源于自身，但影响力度迅速降低。

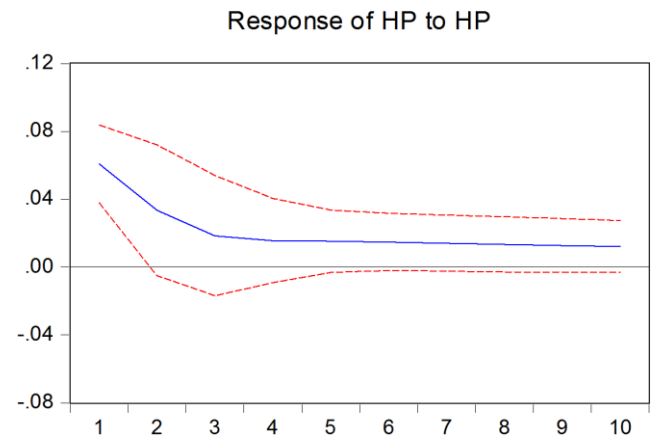


图 4 商品住宅价格产生的商品住宅价格脉冲响应

3.2.7 方差分解分析

脉冲响应描述内生变量的波动对模型的冲击，而方

差分解阐述各内生变量的波动对于预测方差的贡献度。

从表 11 中可以看出，人口结构因素对于商品住宅价格的影响均滞后 1 期，而来自商品住宅价格本身的影响 1 期即可产生。家庭规模的贡献度逐渐增加，在第 10 期达到 11.42%。城镇居民人均可支配收入的贡献

度一直维持在较低水平，增加幅度较小，在第 10 期才到 3.17%。因此，短期内影响吉林省商品住宅价格变化的主要因素为房价本身，影响力度下降但处于高位水平，家庭规模和城镇居民人均可支配收入均具有长期影响，其中家庭规模变化具有较大的影响。

表 11 吉林省 VAR 模型的方差分解结果

Period	S.E.	HP	FS	PDI
1	0.047815	100	0	0
2	0.073561	93.99637	4.905213	1.098413
3	0.074979	90.80332	5.707646	3.489031
4	0.082679	87.27256	9.523965	3.203474
5	0.083021	86.72226	10.08529	3.192455
6	0.087469	86.37633	10.74725	2.876421
7	0.089971	86.21262	10.72075	3.066635
8	0.090223	85.87032	10.94299	3.186686
9	0.090481	85.38375	11.44485	3.171403
10	0.090598	85.41366	11.42083	3.165517

4 结论与建议

4.1 结论

本文选取 2005-2019 年吉林省人口结构和商品住宅价格数据，运用 VAR 模型进行研究，主要结论为：

- (1) 家庭规模和城镇居民人均可支配收入因素均会对吉林省商品住宅的价格产生一定影响。男女性别比、抚养比、第三产业就业人口占比以及城乡结构与商品住宅的价格之间没有关联性。
- (2) 人口结构变量对商品住宅价格的影响滞后。家庭规模存在着较为长远的抑制作用，而城镇居民可支配的人均收入存在着较为长远的推动作用。
- (3) 短期内影响吉林省商品住宅价格变化的主要因素为房价本身，影响力度下降但处于高位水平，家庭规模和城镇居民人均可支配收入均具有长期影响，其中家庭规模变化具有较大的影响。

4.2 建议

基于本文研究结论，从人口结构中有显著影响的人口子结构角度出发，对吉林省房地产市场的发展可以给出以下三点建议，仅供参考。

(1) 坚持限购、限贷等购房限制政策

限购、限贷等购买限制政策可以在需求端减少对房地产的需求，遏制房地产市场的投机行为，抑制房价的过快增长。此外，政府应继续聚焦于社会低收入人群，从根本上改善居民住房问题。

(2) 提高城镇居民人均可支配收入

吉林省位于东北，与东部沿海城市相比，经济的发展速度过于缓慢，城镇居民人均可支配收入相对较低。城镇居民可支配收入与商品住宅价格具有较高的关联度。建议吉林省根据自身的趋于经济发展条件，把握对接国家重大战略的重大机遇，采取相应措施提高城镇居民人均可支配收入水平。

(3) 根据家庭规模合理调整住宅户型

家庭规模对其具有长期的影响，家庭数量的增多会刺激商品住宅的需求的同时会对商品住宅户型的需求发生变化。建议吉林省职能部门结合本地家庭规模情况，引导房地产开发商合理调整商品住宅户型。

参考文献

[1] Hui E C M, Zheng X, Hu J. Housing price, elderly dependency and fertility behaviour [J]. Habitat International, 2012, 36(2): 304-311.

[2] Hiller, Norbert, Lerbs, et al. Aging and urban house prices [J]. Regional Science & Urban Economics, 2016.

[3] Wang X, Hui C M, Sun J. Population Aging, Mobility, and Real Estate Price: Evidence from Cities in China [J]. Sustainability, 2018, 10.

[4] Wei S J, Zhang X, The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China [R]. National Bureau of Economic Research, 2009.

[5] Lauf S, Haase D, Seppelt R, et al. Simulating demography and housing demand in an urban region under scenarios of

- growth and shrinkage [J]. Environment & Planning B Planning & Design, 2012, 39(2): 229-246.
- [6] Eichholtz P, Lindenthal T. Demographics, human capital, and the demand for housing [J]. Journal of Housing Economics, 2014, 26(dec.): 19-32.
- [7] Tu Q, De Haan J, Boelhouwer P. House prices and long-term equilibrium in the regulated market of the Netherlands [J]. Housing Studies, 2017(4): 1-25.
- [8] Akbari A H, Aydede Y. Effects of immigration on house prices in Canada [J]. Applied Economics, 2012, 44(13-15): 1645-1658.
- [9] Mussa A, Nwaogu U G, Pozo S. Immigration and housing: A spatial econometric analysis [J]. Journal of Housing Economics, 2017, 35: 13-25.
- [10] Day C. Australia's Growth in Households and House Prices [J]. Australian Economic Review, 2018, 51(4): 502-511.
- [11] 徐建炜, 徐奇渊, 何帆. 房价上涨背后的人口结构因素: 国际经验与中国证据 [J]. 世界经济, 2012(1): 24-42.
- [12] 鞠方, 李文君, 李书娴. 区域差异化视角下人口老龄化对房价的影响 [J]. 区域经济评论, 2019(01): 101-110.
- [13] 方勇华. 基于家庭户数变动的房地产需求及调控对策 [J]. 辽宁工业大学学报(社会科学版), 2017, 19(004): 30-33.
- [14] 李永刚. 商品房价格影响因素比较研究 [J]. 经济社会体制比较, 2018(02): 20-31.
- [15] 郭戡, 孙炜. 城市化对住宅价格影响的定量分析 [J]. 产业观察, 2010(05): 122-123.
- [16] 付雨豪, 黄斯琪. 城镇化、工业化与房地产价格波动——基于2005—2013省际面板数据分析 [J]. 当代经济, 2015(20): 128-130.
- [17] 吴振华, 曹趁梅. 城镇化对房地产需求及房价影响研究——基于珠三角经济区2005-2016年的面板数据 [J]. 价格理论与实践, 2018(10): 157-160.
- [18] 芦浩. 辽宁省房价与人口年龄结构关系的实证研究 [D]. 东北财经大学. 2014.
- [19] 漆弋箭. 长沙市人口结构对商品住宅价格的影响研究 [D]. 2019.
- [20] 刘小康. 山西省人口结构对商品住宅价格的影响研究 [D]. 2020.