

房价视角下的经济增长率与城乡收入差距关系

胡 华

(南开大学 经济学院,天津 300071)

[摘 要]中国经济增长率与城乡收入差距之间存在非线性关系。当城镇房价增速超过临界值时,经济增长率与城乡收入差距呈现负相关性,城乡收入差距拉大将抑制经济增长率的提高。当城镇房价增速低于临界值时,经济增长率与城乡收入差距呈现正相关性,城乡收入差距拉大将促进经济增长率的提高。通过定量研究,估计出此临界值的大小,并发现中国现在的城镇房价增速已经超过临界值,应采取措施缩小城乡收入差距。

[关键词]经济增长率;城乡收入差距;面板数据

[中图分类号]F061.2;F293.3

[文献标识码]A

[文章编号]1674-117X(2014)04-0015-09

On Relationship between Economic Growth Rate and Rural – Urban Income Gap from House Price Angle

HU Hua

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: In China, the relationship between rural – urban income gap and economic growth rate is nonlinear. When cities' house price growth rate is larger than critical value, the relationship is negative and income gap will decrease economic growth rate. When cities' house price growth rate is smaller than critical value, the relationship is positive and income gap will promote economic growth rate. Through experiential analysis, the critical value is estimated, and it is found that China's present cities' house price growth rate has surpassed critical value. Therefore, some measures should be taken to lessen rural – urban income gap.

Key words: economic growth rate; rural – urban income gap; panel data

高速的经济增长率和较低的收入差距历来是各国追求的目标,但两者通常无法兼顾。中国人均GDP,1978年为381元人民币,2010年已达29992元人民币,33年间增长了77.7倍。同时,中国城乡收入差距不断拉大。1978年,城乡居民人均收入差距(城乡居民人均收入差距=城镇居民家庭人均可支配收入-农村居民家庭人均纯收入)是209.8元人民币,2010年,城乡居民收入差距达到13190.4元人民币,33年间收入差距扩大了61.9倍。收入差

距的拉大导致低收入群体与高收入群体的消费差距拉大,促使低收入群体滋生“仇富”心理,为经济增长埋下隐患。关于经济增长率与收入差距关系的文献很多,但尚无一致公认的结论,有些文献认为,两者间存在线性正相关关系;也有文献认为,两者间存在线性负相关关系;还有文献认为,两者间存在非线性关系。据此可以提出一个假说:经济增长率与收入差距的关系是非常复杂的,在特定条件变化时,两者关系可能改变。为验证这一假说,本

收稿日期:2012-05-28

基金项目:天津市哲学社会科学规划基金资助项目“推动资源利用方式根本转变研究”(TJYY13-008)

作者简介:胡 华(1979-),男,河北武强人,南开大学讲师,南开大学应用经济学博士后流动站博士后,研究方向为经济增长、财政。

文将运用中国省级面板数据进行经验研究。除引言部分外,本文结构如下:第二部分是文献回顾,对相关文献进行归纳与评价。第三部分是模型与变量,第四部分是模型结果及检验,在1988—2010年一个较长时间段内,研究经济增长率与城乡收入差距的关系。第五部分是动态分析,将1988—2010年的面板数据划分为若干较短时间段的面板数据,研究经济增长率与收入差距之间关系的动态变化,发现两者关系与房价增速存在联系。当房价增速较低时,经济增长率与收入差距之间呈现正相关性;当房价增速较高时,经济增长率与收入差距之间呈现负相关性。第六部分是原因分析,分析了房价增速影响经济增长率与收入差距之间关系的原因。第七部分是结论。

一 文献回顾

经济增长率与收入差距的关系一直备受关注。有研究表明,收入差距拉大将阻碍经济增长率的提高。这是因为:第一,收入差距拉大促使低收入阶层减少人力资本投资,此举将放缓经济增长速度(Mo P H,2000;Odedokun M O and Round J I,2004;Galor O and Zeira J,1993);^[1-3]第二,收入差距拉大促使政府增加税收与转移支付,也将减慢经济增长(Mo P H,2000);^[1]第三,收入差距拉大会增加公共教育支出,此举对当前的经济增长施加负面影响(Sylwester K,2000)。^[4]但经验研究的结论却有较大差异:在诸多经验研究中,经济增长率的表征变量通常是“GDP增长率”“人均实际GDP增长率”或“人均收入增长率”等,收入差距变量一般选取“基尼系数”或“城乡居民收入之比”表征,关于经济增长率与收入差距的关系,主要有3种结论。

(1)经济增长率与收入差距的关系是线性负相关关系。Sylwester K(2000)和Mo P H(2000)运用1970—1985年各国的截面数据,以GDP增长率为因变量,以基尼系数为自变量,线性回归结果显示,基尼系数与GDP增长率之间存在显著负相关性。^[1,4]Rodriguez C B(2000)运用美国州级截面数据发现,收入不公平将导致社会政治不稳定,进而对经济增长产生负面作用。^[5]Bourguignon F and Verdier T(2000)和Falkinger J and Zweimüller J(1997)的经验研究也发现,经济增长与收入不公平程度之间呈现显著的负相关关系。^[6-7]陆铭等

(2005)使用1987—2001年中国省级面板数据,使用“人均收入的年增长率”表征经济增长,用“城乡收入水平之比”表征收入差距指标,研究发现:收入差距对经济增长始终呈现负面影响。^[8]

(2)经济增长率与收入差距的关系是线性正相关关系。Nahum R A(2005)运用1960—2000年瑞士县级面板数据,分别以1、3、5、10年间的“人均GDP年增长率”为因变量,以基尼系数为自变量,并加入人力资本、城市化等一些控制变量,使用固定效应模型回归分析发现,初期的收入不公平将对经济增长产生促进影响,但这种影响主要在短期内发生作用。^[9]Xu L C and Zou H F(2000)运用1985—1995年中国省级面板数据,发现经济增长率与基尼系数也呈现正相关关系。^[10]

(3)经济增长率与收入差距的关系是非线性关系。Chen B L(2003)运用跨国截面数据,以“1970—1992年人均实际GDP年增长率的平均值”为因变量,以“1970年基尼系数”及其平方项(或“1965—1975年基尼系数的平均值”及其平方项)为自变量,并加入一些控制变量,回归结果显示,基尼系数的拟合系数是正值,而“基尼系数平方项”的拟合系数则是负值,且都能通过显著性检验,Chen据此认为长期经济增长率与基尼系数之间存在“倒U型”关系。^[11]Hasanov F and Izraeli O(2011)运用美国48个州(除夏威夷州和阿拉斯加州外)1960、1970、1980、1990、2000年的数据,运用与Chen B L(2003)相似的方法,得到了相似的结论。^[12]Scully G W(2003)依据美国的宏观时间序列数据发现,当存在最优税率使GDP最大化时,能够使GDP最大的基尼系数是0.36,高于或低于这个值,都会导致经济增长率下降。^[13]王少平、欧阳志刚(2007)依据1979—2004年中国省级面板数据发现,改革初期的城乡收入差距促进了经济增长,而现阶段城乡收入差距扩大对经济增长则产生阻滞作用。^[14]

综上所述,关于经济增长率与收入差距关系的经验研究,学者们的结论存在显著差别。差别成因可归结为5个方面:第一,数据来源不同,有些文献所用数据来源于世界各国,有些文献的数据来源于一国。第二,数据结构不同,包括截面数据结构、面板数据结构、时间序列数据结构3种。第三,数据时间不同,各篇文献所用数据的时间从1960年到2010年各不相同。第四,经济增长率的时限不同,

一些文献研究 10 年以上的长期经济增长率,另一些文献则研究 10 年以下的中、短期经济增长率。第五,所用模型不同,一些文献只考虑经济增长率与收入差距变量的线性关系,而另一些文献则在模型的自变量中加入收入差距变量的平方项,研究经济增长率与收入差距变量的非线性关系。

因此,为确定经济增长率与收入差距之间更加可靠的关系,发现更为实用的规律,需从 3 个方面着手:1)数据应来自一国内部,或者选取具有相似特征国家的数据。2)数据应选取面板数据,时间序列数据的样本值一般较少,截面数据不利于分析经济增长率与收入差距关系的动态变化。3)选择短期经济增长率作为研究对象,长期经济增长率作为研究对象所得结论不利于指导现实。

二 模型与变量

(一)模型

面板数据模型:

$$Y_{it} = C_0 + C_1 S_{v,i,t} + c_2 Z_{it} + \xi_i + \mu_{i,t} \quad (1)$$

本文使用模型是面板数据模型。被解释变量 Y 代表经济增长率变量,此变量可以是 GDP 年增长率、人均 GDP 年增长率等; S_v 代表收入差距变量,最常见的表征变量是基尼系数、城乡居民人均收入之比等; Z 是控制变量集,以表征对因变量产生影响的其他因素; i 是自然数,代表不同区域的截面单位, t 代表年份, c_0 是常数项, c_1 、 c_2 是系数向量。 ξ_i 表示“个体效应”因素,若其是不随时间变化的固定因素,则模型是固定效应模型;若此“个体效应”因素是随机因素,则模型是随机效应模型。 $\mu_{i,t}$ 是随机扰动项。模型确定后,只需输入数据,进行计量分析,当 S_v 的拟合系数小于零,且能通过显著性检验时,一般认为,经济增长率与收入差距之间存在负相关性。当 S_v 的拟合系数大于零,且能通过显著性检验时,经济增长率与收入差距之间存在正相关性。

(二)变量

本文选用“人均实际 GDP 年增长率”作为被解释变量 Y ,消除人口与物价变动对经济增长的影响。计算步骤是:第一步,计算“实际 GDP”,以 1950 年为基年,依据各年度各地区居民消费价格指数,将名义 GDP 折算成的“1950 年不变价格 GDP”;第二步,计算“人均实际 GDP”,其值等于

“实际 GDP”除以人口数;第三步,计算“人均实际 GDP 年增长率”,某年“人均实际 GDP 年增长率”等于本年“人均实际 GDP”与上年“人均实际 GDP”之差,占上年“人均实际 GDP”的百分比。

选取“城乡居民收入之比”作为城乡收入差距变量的原因,一是难以查找各省、市、自治区历年的整体基尼系数,只能找到城镇或乡村基尼系数;二是城乡收入差距在中国收入差距中占据重要位置。Sicular T 等 (2007) 提出,城乡收入差距是中国内部最大、最重要的收入差距。1995—2002 年,城乡相对收入差距仅增长 1%,却贡献了 25% 的中国收入不公平。^[15] Gustafsson B 等 (2008) 提出,城乡收入差距是引发中国收入差距拉大的最重要因素,城乡收入差距对总体收入差距的贡献逐渐增加,1988 年城乡收入差距贡献 37%,2002 年城乡收入差距贡献 46%。^[16] Yao S (1999) 也提出,城乡收入差距是中国收入差距的主要来源之一。^[17]

“城乡居民收入之比”的计算步骤如下:第一步,计算“城镇居民人均不变价格收入”,按照各地区城镇居民消费价格指数,将各地区“城镇居民家庭人均可支配收入”折算成“城镇居民家庭人均可支配不变价格收入”;第二步,计算“农村居民家庭人均不变价格纯收入”,将各地区“农村居民家庭人均纯收入”按照各地区农村居民消费价格指数折算成“农村居民家庭人均不变价格纯收入”;第三步,计算“城乡人均收入之比”,其值等于“城镇居民人均不变价格收入”除以“农村居民家庭人均不变价格纯收入”。

本文所选控制变量包括:1)物质资本投入变量 (Inv) 用“全社会固定资产投资占 GDP 的比重”表征,此值越大,表示经济体投资于机器设备、基础设施等的资金越多,有利于促进经济增长;第二、对外开放程度变量 (Ope) 用“进出口总额占 GDP 的比重”表征,此值越大,表示经济体的对外依赖程度越高;第三、就业人口比重变量 (J) 用“就业人口占当地人口的比重”表征,此值越大,就业人口越多,对经济的促进作用越大;第四、人力资本投入变量 (Edu) 用“大、中、小学教师的总人数占当地人口的比重”表征,此值越大,表示经济体用于培养人才的投入越大;第五、物流业发达程度变量 (G) 用“人均货物周转量 (经济体的货物周转量除以人口数)”表征,此值越大,说明经济体物流业发达程度越高,

对经济将产生积极作用。因此,包含所有变量的模型如下:

$$Y_{i,t} = c_0 + c_1 Sv_{i,t} + c_2 Inv_{i,t} + c_3 Ope_{i,t} + c_4 J_{i,t} + c_5 Edu_{i,t} + c_6 G_{i,t} + \xi_i + \mu_{i,t} \quad (2)$$

上述变量所用数据是中国大陆 29 个省份或区

域 1988—2010 年的省级面板数据,剔除数据缺失较多的西藏,考虑到行政区划的历史变更,将四川与重庆合并为一个截面。数据来自《新中国 60 年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。各变量的含义、均值、标准差等详见表 1。

表 1 变量描述

变量名称	含义	均值	标准差	最小值	最大值
Y	人均实际 GDP 年增长率	0.092	0.063	-0.108	0.386
Sv	城乡居民收入之比	2.677	0.774	1.241	5.359
Inv	全社会固定资产投资占 GDP 的比重	0.404	0.158	0.153	1.051
Ope	进出口总额占 GDP 的比重	0.257	0.375	0.000	2.712
J	就业人口占当地人口的比重	0.522	0.064	0.349	0.738
Edu	教师人数占当地人口的比重	0.009	0.001	0.006	0.013
G	人均货物周转量	565.137	1 393.673	1.167	13 712.070

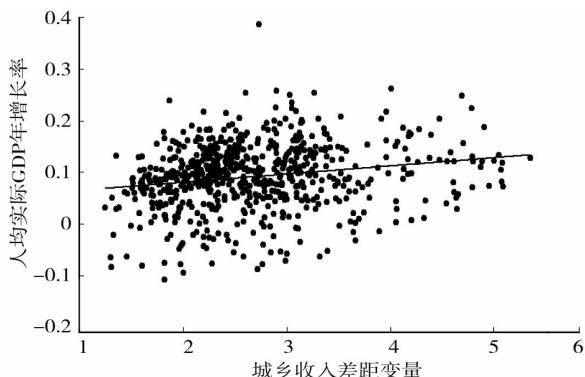


图 1 人均实际 GDP 年增长率与城乡收入差距变量的散点图

三 模型结果及检验

回归分析前,观察“人均实际 GDP 年增长率(Y)”与“城乡收入差距变量(Sv)”的散点图,图 1 中直线是散点的拟合直线,此线稍向右上方倾斜,表明 Y 与 Sv 之间可能存在正相关关系,但图中散点不存在显著规律性,仍需采取更严谨的方法检验两个变量之间的关系。

下面运用面板数据模型进行回归,如表 2 所示,6 个模型都是个体固定效应模型。选取此模型前,首先运用 F 检验(原假设:所有截面的截距项都相等)对混合面板数据模型与个体固定效应模型进行比较,结果显示,在 6 个模型中,原假设成立的概率都低于 1%,因此个体固定效应模型更优。为甄别个体固定效应模型与个体随机效应模型的优劣,本文进行 Hausman 检验(原假设:个体固定效应模型与个体随机效应模型的拟合系数不存在系统性

的差异),发现原假设成立的概率也都低于 1%,因此个体固定效应模型更优。进行自相关、异方差、截面相关的检验,发现 6 个模型都存在自相关、异方差、截面相关问题。为解决上述问题,运用 Stata10 软件中的 xtsc 命令进行个体固定效应模型的重新估计,其结果如表 2 所示,当然也可以用其他方法对自相关、异方差、截面相关问题进行修正,但其结果同表 2 的结果没有明显区别,因此省略。

模型(1)的结果显示,人均实际 GDP 年增长率与城乡收入差距变量呈现显著的正相关性。为检验两者关系的稳定性,在模型(2)~(6)中,逐一加入了物质资本投入变量(Inv)、对外开放程度变量(Ope)、就业人口比重变量(J)、人力资本投入变量(Edu)、物流业发达程度变量(G)等控制变量。在 6 个模型中,城乡收入差距变量的拟合系数始终为正值,且能通过显著性检验。因此,人均实际 GDP 年增长率与城乡收入差距变量之间的正相关关系是稳定的。其经济意义是:在 1988—2010 年一个较长的时期中,城乡收入差距的拉大有助于经济增长率的提高。

变量 Inv (全社会固定资产投资占 GDP 的比重)同因变量呈现显著的正相关性,且能通过 1% 的显著性检验,原因是全社会固定资产投资被用于基础设施、工业设备的投资,根据凯恩斯的乘数理论,基础设施或工业设备投资的增加会以乘数的方式促进 GDP 增长。变量 Ope (进出口总额占 GDP 的比重)通常被用于衡量经济体的对外依存度,其拟合系数为负,这说明,中国大陆某一省份对外依存度的增加,不一定能促进经济增长。这一结论符

合李斯特的保护贸易理论。李斯特认为,在农业向工业的转型过程中,应实行保护贸易政策,保护本国朝阳产业,减少其遭受国外先进工业的冲击。1978 年改革开放以来,我国的对外贸易依存度逐渐上升,货物进出口额占 GDP 的比重,从 1978 年的 9.74% 上升到 2010 年的 50.28%,与此同时,我国工业遭受国外工业的冲击,历经多年国企改革,中国工业才逐渐走出困境,因此,变量 *Ope* 同因变量之间的负相关关系符合客观事实。

变量 *J* (就业人口占当地人口的比重)的拟合系数是正值,且能通过显著性检验,说明新增就业可以促进经济增长,原因是新增就业将增加人均收入,收入水平提高会促进消费,从而促进经济增长。变量 *Edu* (教师人数占当地人口的比重)的拟合系

数为负,这一变量被用于表征人力资本投入。但由于绝大多数教师没有直接从事生产经营活动,小学教师培养的学生短期内不能从事劳动,中学教师培养的学生中,一部分毕业生将进入工作岗位,大学教师培养的大学毕业生也将开始工作,但这些劳动力的流动性较强,不一定留在学校当地就业,对当地经济增长贡献有限,因此,教师数量的增加并不一定能促进经济增长。变量 *G* (人均货物周转量)的拟合系数是正值,且能通过显著性检验,说明人均货物周转量的增加能够促进经济增长。其原因是,货物周转量是特定时期内各种交通工具运送的货物质量与运输距离的乘积之和;人均货物周转量较高的地区,其运输承载能力较强,商业化水平也较高,这些因素都有利于经济增长。

表 2 模型估计结果

指 标	模型序号					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Sv</i>	0.064 6 *** (4.67)	0.025 6 * (1.83)	0.025 7 * (1.91)	0.026 6 ** (2.05)	0.026 9 ** (2.05)	0.024 8 * (1.88)
<i>Inv</i>		0.176 *** (4.51)	0.176 *** (4.49)	0.155 *** (4.74)	0.159 *** (4.37)	0.156 *** (4.26)
<i>Ope</i>			-0.000 680 (-0.03)	-0.000 313 (-0.01)	-0.000 348 (-0.02)	-0.012 2 (-0.56)
<i>J</i>				0.183 ** (2.43)	0.220 ** (2.07)	0.240 ** (2.30)
<i>Edu</i>					-4.791 (-0.74)	-3.762 (-0.57)
<i>G</i>						0.000 005 * (1.84)
截距项	-0.081 0 ** (-2.14)	-0.047 6 (-1.27)	-0.047 5 (-1.24)	-0.137 ** (-2.13)	-0.117 * (-1.94)	-0.129 ** (-2.08)
观察值数	667	667	667	667	667	667
组内 R2	0.179	0.293	0.293	0.302	0.305	0.308
“所有截面的截距项都相等”的 F 检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Hausman 检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000
Wooldridge 自相关检验	0.008	0.011	0.013	0.000	0.000	0.000
修正的 Wald 组间异方差检验	0.017	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pesaran 截面相关检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Friedman 截面相关检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:1. 因变量都是 *Y* (人均实际 GDP 年增长率)。

2. 括号内的数值是 *t* 检验值。

3. * 表示拟合系数能通过 10% 的显著性检验, ** 表示拟合系数能通过 5% 的显著性检验, *** 表示拟合系数能通过 1% 的显著性检验。

4. “所有截面的截距项都相等”的 F 检验、Hausman 检验、Wooldridge 自相关检验、修正的 Wald 组间异方差检验、Pesaran 截面相关检验、Friedman 截面相关检验对应的数值都是概率值,且都是修正前的个体固定效应模型的检验结果。

5. 各变量的拟合系数、*t* 检验值、截距项拟合值、组内 R2 是用 *xtsec* 命令修正后的结果。

6. 上述模型是用 Stata10.0 软件估计的。

四 动态分析

(一)城乡收入差距变量拟合系数的估计及变动趋势

面板数据模型证明,经济增长率与城乡收入差距变量之间存在显著的正相关性。因此,在1988—2010年这一较长时间段内,城乡收入差距的扩大可能会促进经济增长率的提高。但这也不排除,在某一较短时间段内,经济增长率与城乡收入差距变量之间存在负相关关系的可能性。如果缩短样本的时间跨度,可能会得到不同的结果。以5年为一个跨度,采用逐年移动的方法进行划分,将1988—2010年的省级面板数据,划分成1988—1992年间、1989—1993年间、1990—1994年间、……、2006—2010年间等19组面板数据,然后对上述面板数据进行估计,其结果如表3所示。在选用模型时,使用F检验(原假设:所有截面的截距项都相等)甄别个体固定效应模型与混合面板数据模型的优

劣,如果检验结果不能拒绝原假设,则面板数据适用混合面板数据模型。如果拒绝此F检验,则使用Hausman检验(原假设:个体固定效应模型与个体随机效应模型的拟合系数不存在系统性的差异),甄别个体固定效应模型与个体随机效应模型的优劣。若拒绝原假设,面板数据适用个体固定效应模型;若不能拒绝原假设,则面板数据适用个体随机效应模型。甄别后,各面板数据适用的模型如表3所示,19个面板数据模型也存在自相关、异方差、截面相关等问题,表3的估计结果已经根据各自存在的问题进行修正。限于篇幅,只保留城乡收入差距变量的拟合系数,及其显著性检验结果。从城乡收入差距变量拟合系数的变动情况看,中间年份(中间年份是面板数据的中间一年,如1988—1992年面板数据的中间年份是1990年,其他情况以此类推)2000年前,拟合系数从负值逐渐上涨为正值,2000年后,拟合系数从正值逐渐下跌为负值。

表3 城乡收入差距变量的拟合系数

中间年份	所用模型	城乡差距变量的拟合系数(Svc)	中间年份	所用模型	城乡差距变量的拟合系数(Svc)
1990	个体固定效应模型	-0.029 7 **	2000	个体固定效应模型	0.042 1 ***
1991	个体固定效应模型	-0.066 1 ***	2001	个体固定效应模型	0.027 8 ***
1992	混合面板数据模型	-0.038 7 ***	2002	个体固定效应模型	0.008 12
1993	混合面板数据模型	-0.046 1 ***	2003	个体固定效应模型	0.028 8 ***
1994	混合面板数据模型	-0.038 7 ***	2004	个体固定效应模型	0.007 41
1995	个体固定效应模型	-0.052 8 **	2005	个体随机效应模型	-0.006 86
1996	个体固定效应模型	-0.085 2 ***	2006	个体固定效应模型	-0.039 4 ***
1997	个体固定效应模型	-0.056 2 ***	2007	个体固定效应模型	-0.066 3 ***
1998	混合面板数据模型	-0.002 12	2008	个体固定效应模型	-0.073 1 **
1999	混合面板数据模型	-0.004 59			

注:1. 因变量都是Y(人均实际GDP年增长率),控制变量包括物质资本投入变量(Inv)、对外开放程度变量(Ope)、就业人口比重变量(J)、人力资本投入变量(Edu)、物流业发达程度变量(G)。
2. *表示拟合系数能够通过10%的显著性检验,**表示拟合系数能够通过5%的显著性检验,***表示拟合系数能够通过1%的显著性检验。
3. 限于篇幅,本表省略其他变量的拟合系数和各种检验的结果。
4. 上述模型是用Stata10.0软件估计的。

(二)城乡收入差距变量的拟合系数与房价增长率

如表4所示,为分析城乡收入差距变量拟合系数的变动原因,计算了全国房价(A)、北京市房价(B)、京津沪房价(C)、35个大中城市房价指数(D),并以此为基础计算了上述4个指标的5年移动平均值的增长率。

A 全国房价,其计算公式:全国房价(A)=全国商品房屋销售额÷全国商品房屋实际销售面积。

B 是北京市房价,其计算方法与全国房价的计算方法相同。C 是京津沪房价,京津沪房价=(北京房价+天津房价+上海房价)÷3,天津、上海房价的计算方法与全国房价的计算方法相同。D 是35个大中城市房价指数,其值是35个大中城市房价指数的算术平均值。

各指标5年移动平均值的增长率计算方法如下,以1991年为例,其他情况以此类推。

1991 年 A 的五年移动平均值 = 1989 – 1993 年 A 的五年平均值

1991 年 A 的五年移动平均值的增长率 = (1991 年 A 的 5 年移动平均值 – 1990 年 A 的 5 年移动平均值) ÷ 1990 年 A 的 5 年移动平均值

如表 4 所示,经过计算得到 4 个房价增长率指标:全国房价五年移动平均值的增长率(F_{gA})、北京市房价 5 年移动平均值的增长率(F_{gB})、京津沪房价 5 年移动平均值的增长率(F_{gC})、35 个大中城市房价指数 5 年移动平均值的增长率(F_{gD})。

表 4 各种房价指标五年移动平均值的增长率

年份	A 的五年移动平均值的增长率/% F_{gA}	B 的五年移动平均值的增长率/% F_{gB}	C 的五年移动平均值的增长率/% F_{gC}	D 的五年移动平均值的增长率/% F_{gD}
1990	19.72			
1991	22.15			
1992	19.20			
1993	17.13			
1994	16.80	23.75		
1995	14.14	26.10		
1996	9.53	15.31		
1997	7.26	9.18		
1998	5.48	5.22	5.07	
1999	3.62	2.56	2.10	
2000	2.43	-3.31	1.24	1.71
2001	2.79	-1.96	2.82	2.08
2002	6.04	-2.37	6.70	3.36
2003	9.10	5.52	11.04	4.32
2004	9.45	12.43	13.84	4.86
2005	11.64	23.33	19.04	5.65
2006	9.31	21.40	15.96	6.12
2007	11.63	20.07	17.68	8.60
2008	9.86	21.99	19.63	12.12

注:“商品房屋销售额”“商品房屋实际销售面积”来自历年《中国统计年鉴》和《新中国 60 年统计资料汇编》,1998—2008 年“35 个大中城市房价指数”来自 2009 年《中国城市(镇)生活与价格年鉴》,2009 和 2010 年“35 个大中城市房价指数”是根据 35 个城市的“商品房屋销售额”和“商品房屋实际销售面积”计算得来。

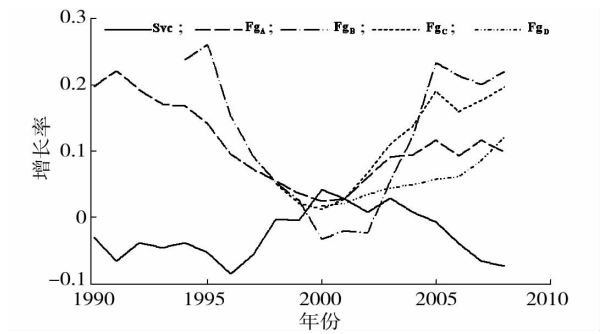


图 2 城乡收入差距变量的拟合系数与房价增长率

注: Svc 代表“城乡收入差距变量的拟合系数”, F_{gA} 代表“全国房价的五年移动平均值的增长率”、 F_{gB} 代表“北京市房价五年移动平均值的增长率”、 F_{gC} 代表“京津沪房价五年移动平均值的增长率(F_{gC})”、 F_{gD} 代表“35 个大中城市房价指数的五年移动平均值的增长率”。

如图 2 所示,四个房价增长率指标同“城乡收入差距变量的拟合系数(Svc)”都呈现出反向变动关系。2000 年是上述指标的分水岭,2000 年前,房价增长率指标都逐渐走低, Svc 则震荡走高;2000 年后,房价增长率指标逐渐加大, Svc 则逐渐走低。据此我们推测:城乡收入差距变量的拟合系数与房价增长率之间,可能存在负相关关系。

为检验城乡收入差距变量的拟合系数与房价增长率的关系,下面进行回归分析。以“城乡收入差距变量的拟合系数(Svc)”为因变量,分别以四个房价增长率为自变量,进行一元线性回归分析,经检验发现,甲、乙、丙三个模型存在自相关问题,采用 Prais – Winsten $AR(1)$ 迭代法修正,其结果如表 5 所示,模型甲的自变量是全国房价 5 年移动平均

值的增长率(F_{gA}),其与 Svc 呈负相关关系,拟合系数没有通过显著性检验,其调整后的 R^2 是 0.0302,说明 F_{gA} 对因变量的解释能力较差。模型乙、丙、丁的自变量分别是北京市房价 5 年移动平均值的增长率(F_{gB})、京津沪房价 5 年移动平均值的增长率(F_{gC})、35 个大中城市房价指数 5 年移动平均值的增长率(F_{gD}),3 个自变量的拟合系数都是负值,都能通过显著性检验,调整后的 R^2 分别是 0.200、0.260、0.839,说明 3 个自变量对因变量具有较好的解释能力。因此,全国房价增长率对 Svc 的解释能力较差,而城镇房价增长率对 Svc 的解释能力较强。这说明,城镇房地产价格增长率对 Svc 具有显著的负面作用,而全国房地产价格增长率对 Svc 不具有显著的负面作用。

表 5 城乡收入差距变量的
拟合系数与房价增长率的回归模型

指标	模 型			
	甲	乙	丙	丁
F_{gA}	-0.242 (-1.16)			
F_{gB}		-0.207* (-2.01)		
F_{gC}			-0.350* (-2.16)	
F_{gD}				-1.199*** (-6.54)
常数项	-0.00237 (-0.08)	0.00232 (0.12)	0.0247 (1.11)	0.0577*** (5.01)
样本数	19	15	11	9
调整后 R^2	0.0302	0.200	0.260	0.839
R^2	0.0841	0.257	0.334	0.859
D-W 值	1.761	1.720	1.812	1.718
F 检验的 P 值	0.229	0.054	0.063	0.0003

注:1. 因变量都是“城乡收入差距变量的拟合系数(Svc)”,来自表 3。
自变量分别是“全国房价的五年移动平均值的增长率(F_{gA})”
“北京市房价五年移动平均值的增长率(F_{gB})”“京津沪房价
五年移动平均值的增长率(F_{gC})”“35 个大中城市房价指数的
五年移动平均值的增长率(F_{gD})”,来自表 4。

2. 括号内的数值是 t 检验值。

3. * 表示拟合系数能通过 10% 的显著性检验; ** 表示拟合系数能通过 5% 的显著性检验; *** 表示拟合系数能通过 1% 的显著性检验。

4. 上述模型是用 Stata10.0 软件估计的。

五 原因分析

城乡收入差距拉大对经济增长率产生两方面

作用。正面作用是城乡收入差距拉大刺激农村劳动力进城务工,增加了城镇的实际产出,对中国整体经济增长产生促进作用;反面作用是城乡收入差距拉大减少了农村劳动力,减少了农村的实际产出,对中国整体经济增长产生抑制作用。当城镇实际产出增加量大于农村实际产出减少量时,中国整体经济增长率将提高;反之,中国整体经济增长率将下跌。

城镇房价增长率提高(城镇房价的加速上涨)使得城乡收入差距拉大对经济增长率的正面作用逐渐减弱。原因是城镇房价的加速上涨将对实际产出产生抑制作用。第一,降低城镇企业的产品竞争力。房地产作为企业生产的固定资本,其价格上涨会造成城镇企业产品成本的上涨,其产品竞争力相应下降。第二,房价暴涨挫伤了企业家的生产积极性,刺激其大量囤积房地产。房价暴涨使得囤积房产的获利多于生产产品的获利,大量企业家加入“炒房团”,对实际产出产生负面影响,制约了实际经济增长率的提高。第三,减少消费者的有效需求。城镇房价上涨加重了消费者的购房负担,对其他产品的消费产生“挤出效应”。当城镇房价增长率较低时,城镇房价增速对实际产出的抑制作用较小,城乡收入差距拉大对经济增长率的正面作用尚且能大于负面作用,即城乡差距变量的拟合系数大于零。当城镇房价增长率超过一定幅度时,城镇房价增速对实际产出的抑制作用逐渐显现,城乡收入差距拉大对经济增长率的正面作用将小于负面作用,即城乡差距变量的拟合系数小于零。

综上,城乡收入差距对经济增长率影响程度的大小(城乡收入差距变量的拟合系数 Svc)与城镇房价增长率呈负相关关系,至此,解释了表 5 中 4 个模型的经济含义。这一规律的启示是:为促进经济增长,当城镇房价增长率较高时,应采取措施缩小城乡收入差距;当城镇房价增长率较低时,应适当拉大城乡收入差距。模型乙、丙、丁为判断城镇房价增长率的高低提供了依据,当 F_{gB} (北京市房价 5 年移动平均值的增长率) = 1.12%,或 F_{gC} (京津沪房价五年移动平均值的增长率) = 7.06% 时,或 F_{gD} (35 个大中城市房价指数的 5 年移动平均值的增长率) = 4.81% 时,城乡收入差距变量对经济增长率的影响是零;当 $F_{gB} > 1.12\%$,或 $F_{gC} > 7.06\%$ 时,或 $F_{gD} > 4.81\%$ 时,城乡收入差距变量与

经济增长率呈现负相关性,城乡收入差距拉大将抑制经济增长率的提高;当 $F_{gB} < 1.12\%$, 或 $F_{gC} < 7.06\%$ 时,或 $F_{gD} < 4.81\%$ 时,城乡收入差距变量与经济增长率呈现正相关性,城乡收入差距拉大将促进经济增长率的提高。至此证实了本文第一部分关于“特定条件发生变化时,经济增长率与收入差距的关系将发生变化”的假说。如表 4 所示,2008 年 F_{gB} , F_{gC} , F_{gD} 分别是 21.99%, 19.63%, 12.12% (此 3 个值是根据 2005—2010 年数据计算得来),都高于各自的临界值,表明我国现在应采取措施缩小城乡收入差距,以促进经济增长。

城乡收入差距与经济增长率之间存在非线性关系:当城镇房价增速超过临界值时,城乡收入差距拉大将抑制经济增长;当城镇房价增速低于临界值时,城乡收入差距拉大将促进经济增长。利用这一规律,可以采用相机抉择的机制,扩大或缩小城乡收入差距,以促进经济增长。当城镇房价增速超过临界值时,应缩小城乡收入差距。较高的城镇房价增速对经济增长产生抑制作用,即使更多的劳动力从农村流入城镇,对经济的促进作用仍有限。此时应设法将企业从城镇迁至乡村,一则可以减少对城镇房地产的需求,减缓房价增速,二则可以减少农村劳动力盲目流入城镇。当城镇房价增速低于临界值时,应适当拉大城乡收入差距。此时,城镇房价增速对实际产出的抑制作用较小,适当扩大城乡收入差距,鼓励农民进城务工,将促进经济增长。

参考文献:

- [1] Mo P H. Income Inequality and Economic Growth[J]. Kyklos, 2000, 53(3): 293 – 315.
- [2] Odedokun M O, Round J I. Determinants of Income Inequality and Its Effects on Economic Growth[J]. African Development Review, 2004, 16(2): 287 – 327.
- [3] Galor O, Zeira J. Income Distribution and Macroeconomics[J]. The Review of Economic Studies, 1993, 60(1): 35 – 52.
- [4] Sylwester K. Income Inequality, Education Expenditures and Growth[J]. Journal of Development Economics, 2000, 63: 379 – 398.
- [5] Rodriguez C B. An Empirical Test of the Institutional View on Income Inequality: Economics Growth Within the United States[J]. American Journal of Economics and Sociology, 2000, 59(2): 303 – 313.
- [6] Bourguignon F, Verdier T. Oligarchy, Democracy, Inequality and Growth[J]. Journal of Development Economics, 2000, 62(2): 285 – 313.
- [7] Falkinger J, Zweimüller J. The Impact of Income Inequality on Product Diversity and Economic Growth[J]. Metroeconomica, 1997, 48(3): 211 – 237.
- [8] 陆 铭, 陈 钊, 万广华. 因患寡而患不均: 中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响[J]. 经济研究, 2005(12).
- [9] Nahum R A. Income Inequality and Growth: A Panel Study of Swedish Counties 1960 – 2000[R]. Working Paper, Department of Economics, Uppsala University, 2005.
- [10] Xu L C, Zou H F. Explaining the Changes of Income Distribution in China[J]. China Economic Review, 2000(1): 149 – 170.
- [11] Chen B L. An Inverted – U Relationship Between Inequality and Long – Run Growth[J]. Economics Letters, 2003, 78(2): 205 – 212.
- [12] Hasanov F, Izraeli O. Income Inequality, Economic Growth, and the Distribution of Income Gains: Evidence from the U. S. States[J]. Journal of Regional Science, 2011, 51(3): 518 – 539.
- [13] Scully G W. Optimal Taxation, Economic Growth and Income Inequality[J]. Public Choice, 2003, 115: 299 – 312.
- [14] 王少平, 欧阳志刚. 我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应[J]. 经济研究, 2007(10).
- [15] Sicular T, Ximing Y, Gustafsson B, Shi L. The Urban Rural Income Gap and Inequality in China[J]. Review of Income and Wealth, 2007, 53: 93 – 126.
- [16] Gustafsson B, Li S, Sicular T. Inequality and Public Policy in China: Issues and Trends[J]. Inequality and Public policy in China, 2008, 1434.
- [17] Yao S. Economic Growth, Income Inequality and Poverty in China Under Economic Reforms[J]. The Journal of Development Studies, 1999, 35(6): 104 – 130.

责任编辑: 徐 蓓