

中国转型期通货膨胀对 城乡收入差距的影响

——基于省际面板数据的分析

黄智淋¹ 赖小琼^{1,2}

(1. 厦门大学经济学院; 2. 厦门大学王亚南经济研究院)

【摘要】 本文利用我国 31 个省市区 1979~2009 年的面板数据, 在运用面板数据门限模型检验我国的通货膨胀率、预期到的通货膨胀率和未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响都不存在门限效应的基础上, 采用面板数据可行广义最小二乘进行估计。结果发现, 我国的通货膨胀率和未预期到的通货膨胀率都扩大了城乡收入差距且是稳健的, 但扩大的程度因所用数据的时间长短而异; 而预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距系数的符号和大小都因数据的时间长短而变化。

关键词 通货膨胀 城乡收入差距 面板数据门限模型

中图分类号 F224.0 **文献标识码** A

Effect of Inflation on Urban– rural Income Gap during the Transitional Period in China

Abstract: Based on China's 31 province– level panel data from 1978 to 2009, this paper first finds that there is not threshold effect of inflation, anticipated inflation and unanticipated inflation on the urban – rural income gap by using panel threshold model, then estimates panel data linear model by using Feasible Generalized Least Squares. The results indicate that: China's inflation and unanticipated inflation both robustly enlarge the urban– rural income gap, but the degree changes according to time span of data. However, the degree and size of influence coefficient of anticipated inflation on the urban– rural income gap change as time span of data.

Key words: Inflation; Urban– rural Income Gap; Panel Threshold Model

引 言

低通胀和促社会公平是我国政府制定政策的重要目标。低通胀就是要维持物价基本稳定, 防止物价过快地上涨 (高通货膨胀) 或下降 (通货紧缩)。1979~2009 年我国 31 个省、直辖市、自治区 (以下简称省市区) 以 1978 年为基年的 GDP 缩减指数衡量的通货膨胀率平

均值高达4802%。促社会公平,关键是要缩小城乡收入差距。然而,改革开放以来,我国的城乡收入差距一直居高不下,并有进一步扩大的趋势。以城镇家庭平均每人可支配收入与农村居民家庭人均年纯收入之比衡量的城乡收入差距为例,该指标从1978年的2.6上升到2009年的3.3,远高于世界多数国家和地区1.5左右的城乡收入比。如此高的通货膨胀率与城乡收入差距无不影响到和谐社会的构建,成为我国政府当前亟需高度关注的紧迫问题。由此提出的问题是:通货膨胀对城乡收入差距的影响究竟是线性的还是非线性的?通货膨胀是扩大了还是缩小了城乡收入差距?以及如何缩小城乡收入差距?尝试回答这些问题成为本文的研究动机。

国外学者就通货膨胀对收入不平等(或收入差距)的影响进行了深入研究,但至今尚未达成一致的看法,学界主要存在以下三种不同的观点:

第一种观点认为通货膨胀对收入不平等存在消极的影响(Regressive impact),即通货膨胀扩大了收入不平等。Yoshino(1993)基于日本1963~1988年的数据,以工人家庭收入的十分位数度量收入不平等,发现预期到的通货膨胀和未预期到的通货膨胀都对收入不平等存在消极的影响。Romer和Romer(1998)基于1988年66个发展中国家和发达国家的横截面数据,从收入最低1/5份额的平均值衡量收入不平等中发现,通货膨胀扩大了收入不平等。且基于1988年76个发展中国家和发达国家的横截面数据,用基尼系数衡量收入不平等的问题,也得到相同的结论。Bulir和Gulde(1995)以及Powers(1995)以消费贫困率变化衡量收入不平等研究也得到通货膨胀扩大收入不平等的结论。

第二种观点认为通货膨胀对收入不平等没有影响(Non-significant)。Buse(1982)研究发现加拿大的通货膨胀与收入不平等不存在明显的关系。Sarel(1997)基于45个国家的数据,发现通货膨胀(包括通货膨胀的水平值、方差和变化率)对收入分配的影响都不显著。得到同样结论的文献还有Chu, Davoodi和Gupta(2000)、Powers(1995)以收入贫困率变化衡量收入不平等研究。

第三种观点认为通货膨胀对收入不平等存在积极的影响(Progressive impact),即通货膨胀缩小了收入不平等。Romer和Romer(1998)基于美国1969~1994年的时间序列数据发现通货膨胀对收入不平等产生了积极影响。Mocan(1999)基于美国1948~1994年的数据,在去时间趋势和将失业率划分为结构成分与周期成分的基础上,发现通货膨胀对收入不平等的影响是积极的,并认为主要是由通货膨胀未预期到的部分引起的。Blinder和Esaki(1978)、Cutler和Katz(1991)等研究也得到相同的结论。

有趣的是,Galli和Hoeven(2001)所做的文献综述发现通货膨胀缩小收入不平等效应只存在于仅用一国的时间序列数据的研究中,而采用面板数据的研究并不存在通货膨胀缩小收入不平等的效应。至今基于面板数据的研究还为数尚少,且发现通货膨胀对收入不平等存在消极影响或不存在影响,代表性的研究有:

Bulir和Gulde(1995)用18个发展中国家和发达国家1960~1992年的面板数据,以基尼系数衡量收入不平等,发现通货膨胀扩大了收入不平等;以基尼系数的变化率为被解释变量,发现通货膨胀的变化率对基尼系数的变化率没有影响。

Dollar和Kraay(2000)基于80个发展中国家和发达国家4个年代的面板数据,以平均收入最低的1/5份额度量收入不平等。研究表明,当解释变量仅为通货膨胀和人均收入时,通货膨胀对收入不平等没有影响;而增加解释变量对外开放度、政府消费和财产权时,通货膨胀扩大了收入不平等。

Chu, Davoodi 和 Gupta (2000) 基于 10 个发展中国家和转型国家 20 世纪 80 年代和 90 年代的面板数据, 发现通货膨胀对以基尼系数衡量的收入不平等没有影响。

Easterly 和 Fischer (2001) 采用 20 世纪 70 年代、80 年代和 90 年代的 110 个观察值的面板数据, 以收入最低的 1/5 份额的变化度量收入不平等, 发现通货膨胀扩大了收入不平等; 且基于 1981~1993 年 42 个发展中国家和转型国家的面板数据, 以贫困率的变化衡量收入不平等, 结果发现通货膨胀也扩大了收入不平等。

国内学者就通货膨胀对收入差距影响的研究还相对较少, 大部分研究认为通货膨胀扩大了收入差距 (如樊纲, 1995; 许业友, 2009 等), 且国内的研究基本上都采用时间序列数据, 基于笔者所能搜索到的文献, 尚未发现有文献采用面板数据研究通货膨胀对城乡收入差距的影响。因此, 本文拟基于我国 31 个省份 1979~2009 年的面板数据, 运用 Hansen (1999) 的面板数据门限模型考察我国通货膨胀对城乡收入差距的影响。

一、数据与计量方法说明

1. 数据说明

本文利用我国 31 个省市 1978~2009 年的数据, 但实证分析用到的数据为 1979~2009 年 (由于计算实际 GDP 增长率和通货膨胀率的滞后项, 少了 1978 年的数据), 样本量为 961。

城乡收入差距 (Gap_{it}): 考虑到数据的可获得性, 本文采用各省市名义的城镇人均可支配收入与名义的农村人均纯收入之比衡量城乡收入差距。

通货膨胀率 (Inf_{it}): 由于我国 31 个省市始于 1978 年的消费物价指数 (CPI) 存在缺失值较多, 因此本文选用以 1978 年为基年的 GDP 缩减指数 (GDP Deflator) 衡量通货膨胀率: $Inf_{it} = [本期的 GDP Deflator (1978 年 = 100) / 上期的 GDP Deflator (1978 年 = 100) - 1] \times 100\%$ 。进一步, 参考 Amornthum (2004) 的作法, 本文采用 HP 滤波 (Hodrick and Prescott's filter) 将通货膨胀率划分为预期到的通货膨胀率 (Anticipated inflation) 和未预期到的通货膨胀率 (Unanticipated inflation)。具体是由 HP 滤波法得到的通货膨胀率作为预期到的通货膨胀率 ($Ainf_{it}$), 再将通货膨胀率 (Inf_{it}) 与预期到的通货膨胀率 ($Ainf_{it}$) 之差作为未预期到的通货膨胀率 ($Uinf_{it}$)。另外, 通货膨胀可能存在滞后性, 鉴于本文采用年度数据, 仅考察通货膨胀滞后一期 (通货膨胀率滞后一期 Inf_{it-1} 、预期到的通货膨胀率滞后一期 $Ainf_{it-1}$ 、未预期到的通货膨胀率滞后一期 $Uinf_{it-1}$)。

实际 GDP 增长率 ($Ggdp_{it}$): 在将各省份 1978~2009 年的国内生产总值指数 (上年 = 100), 转化为以 1978 年为基年的国内生产总值指数 (1978 年 = 100) 的基础上, 将各省市的名义 GDP 转化为以 1978 年为基年的实际 GDP, 进而由各省份的实际 GDP 计算出实际 GDP 增长率 (百分数形式)。

固定资产投资增长率 ($Ginv_{it}$): 采用各省份当年的全社会固定资产投资总额 (Inv_{it}) 减去上年的全社会固定资产投资总额 (Inv_{it-1}), 再除以上年的全社会固定资产投资总额 (Inv_{it-1}) 来衡量固定资产投资的增长率 (百分数形式)。

社会消费品零售总额占 GDP 比重 ($Cgdp_{it}$): 用各省份当年的社会消费品零售总额除以当年的名义 GDP 衡量社会消费品零售总额占 GDP 比重 (百分数形式)。

数据来源: 本文的数据主要来源于中经网和 CEIC 中国经济数据库, 部分缺少的数据用《新中国五十五年统计资料汇编》的数据补充, 吉林和重庆城乡收入差距缺少的数据用《吉

林统计年鉴 2008》和《重庆统计年鉴 2009》的数据补充，补充后还缺少的数据采用前一年与后一年的均值或三次样条函数插值近似替代。

2 计量方法

本文基于省际面板数据，分三步检验我国通货膨胀对城乡收入差距的影响。首先利用面板数据单位根检验对变量的平稳性进行检验。在此基础上，运用 Hansen (1999) 的面板数据门限模型检验我国通货膨胀对城乡收入差距的影响是线性的还是非线性的（即是否存在门限效应）？如果存在门限效应，采用面板数据门限模型进行估计；如果不存在门限效应则采用线性面板数据模型进行估计。最后检验模型的稳健性。以下参考 Hansen (1999) 的研究，简略介绍本文所用的面板数据门限模型。

借鉴 Hansen (1999) 建立面板数据门限模型做法，设定通货膨胀率影响城乡收入差距的单一门限值面板数据模型：

$$Gap_{it} = u_i + \beta_1 Inf_{it} I(Inf_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Inf_{it} I(Inf_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (1)$$

进一步，在利用 HP 滤波将通货膨胀率划分为预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率的基础上，同时考察预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响，设定如下模型：

$$Gap_{it} = u_i + (\beta_{11} Ainf_{it} + \beta_{12} Uinf_{it}) I(Inf_{it} \leq \gamma) + (\beta_{21} Ainf_{it} + \beta_{22} Uinf_{it}) I(Inf_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (2)$$

为便于描述和运用 Hansen (1999) 的方法，记 $\beta_1 = (\beta_{11} \quad \beta_{12})$ ， $\beta_2 = (\beta_{21} \quad \beta_{22})$ 和 $x_{it} = (Ainf_{it} \quad Uinf_{it})'$ ，则模型 (2) 可简写成模型 (1) 的形式：

$$Gap_{it} = u_i + \beta_1 x_{it} I(Inf_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} I(Inf_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (3)$$

其中，下标 i 表示个体 ($1 \leq i \leq n$)，下标 t 表示时间 ($1 \leq t \leq T$)，本文 $n = 31$ 和 $T = 31$ ； e_{it} 为残差项，并假设 e_{it} 服从零均值和有限方差 σ^2 的独立同分布； γ 为门限值， Inf_{it} 为外生给定的门限变量， Inf_{it} 将所有观测值划分为 $Inf_{it} \leq \gamma$ 和 $Inf_{it} > \gamma$ 两个区制 (two regimes)，两个区制的斜率分别为 β_1 和 β_2 ； $I(\cdot)$ 为指标函数，当括号内的表达式成立时取 1，否则取 0。模型估计的具体过程参见 Hansen (1999)。

二、实证结果及分析

1. 面板数据单位根检验

为避免因变量的不平稳而引起回归方程的参数估计出现偏差，本文分别采用两种类型的面板数据单位根检验来检验各变量的平稳性：①原假设为相同单位根过程的 LLC 检验和 Breitung 检验；②原假设为个体具有单位根过程的 IPS 检验、ADF 检验和 PP 检验。表 1 的结果表明：除了 Breitung 检验出社会消费品零售总额占 GDP 比重 ($Cgdp_{it}$) 存在单位根、PP 检验出预期到的通货膨胀率 ($Ainf_{it}$) 存在单位根、Breitung 和 PP 检验出预期到的通货膨胀率滞后一期 ($Ainf_{it-1}$) 存在单位根之外，其他变量均不存在单位根，这说明除了 $Cgdp_{it}$ 、 $Ainf_{it}$ 和 $Ainf_{it-1}$ 之外，其他变量都是平稳的。鉴于其他另外几种形式的面板数据，单位根检验表明 $Cgdp_{it}$ 、 $Ainf_{it}$ 和 $Ainf_{it-1}$ 都显著地拒绝存在单位根的原假设，本文不甚严格地把 $Cgdp_{it}$ 、 $Ainf_{it}$ 和 $Ainf_{it-1}$ 当做平稳的变量，尽管这样处理有些欠妥。

表 1 全国 31 个省份面板数据各变量的单位根检验 (1979~2009 年)

方法 变量	LLC	Breitung	IPS	ADF	PP	结论
Gap_{it}	-3.74 (0.0001)	-4.97 (0.000)	-7.15 (0.000)	168.47 (0.000)	113.34 (0.000)	平稳
Inf_{it}	-7.74 (0.000)	-7.76 (0.000)	-6.61 (0.000)	143.8 (0.000)	133.21 (0.000)	平稳
$Ggdp_{it}$	-9.84 (0.000)	-9.45 (0.000)	-12.7 (0.000)	277.24 (0.000)	260.06 (0.000)	平稳
$Ginv_{it}$	-10.95 (0.000)	-14.59 (0.000)	-15.48 (0.000)	323.02 (0.000)	311.99 (0.000)	平稳
$Cgdp_{it}$	-2.92* (0.002)	0.15 (0.56)	-1.32 (0.094)	88.48 (0.015)	87.17 (0.019)	平稳
Inf_{it-1}	-8.20 (0.000)	-11.02 (0.000)	-6.56 (0.000)	142.47 (0.000)	135.61 (0.000)	平稳
$Ainf_{it}$	-1.81 (0.035)	-2.91 (0.002)	-9.91 (0.000)	206.92 (0.000)	39.6 (0.988)	平稳
$Uinf_{it}$	-14.39 (0.000)	-11.78 (0.000)	-13.59 (0.000)	278.67 (0.000)	320.29 (0.000)	平稳
$Ainf_{it-1}$	-3.72 (0.0001)	0.698 (0.757)	-8.69 (0.000)	187.43 (0.000)	28.72 (0.999)	平稳
$Uinf_{it-1}$	-15.41 (0.000)	-15.06 (0.000)	-13.07 (0.000)	267.99 (0.000)	279.24 (0.000)	平稳

注: 括号内的数据为概率值 P; * 表示单位根检验方程中包括个体截距 (Individual intercept), 其他表示方程中包括个体截距和趋势 (Individual intercept and trend)。

2 面板数据门限效应检验

运用 Hansen (1999) 的面板数据门限模型, 检验全国的通货膨胀对城乡收入差距的影响是否存在门限效应。

首先, 考察基于全国 31 个省份 1979~2009 年的通货膨胀率对城乡收入差距的面板数据门限效应。从表 2 全国的第 1 行 I 列可知, 当解释变量仅为通货膨胀率时, 面板数据门限效应检验的似然比值 LR (LR Test for threshold effect) 为 1.21, 自助抽样法的概率值 P (Bootstrap p-value) 高达 0.98, 这表明全国的通货膨胀率影响城乡收入差距未能拒绝线性模型的原假设。进一步, 添加解释变量实际 GDP 增长率 ($Ggdp_{it}$) 的结果也未能拒绝线性模型的原假设 (表 2 中第 2 行 I 列); 继续添加解释变量固定资产投资增长率 ($Ginv_{it}$) 的结果还是一样 (表 2 中第 3 行 I 列); 再继续添加社会消费品零售总额占 GDP 比重 ($Cgdp_{it}$) 的结果 (表 2 中第 4 行 I 列) 和继续添加通货膨胀率滞后一期 (Inf_{it-1}) 的结果 (表 2 中第 5 行 I 列) 也都未能拒绝线性模型的原假设。这些检验的结果都表明全国的通货膨胀率对城乡收入差距的影响不存在门限效应, 即不是非线性。

其次, 在利用 HP 滤波法将通货膨胀率划分为预期到的通货膨胀率和未预期到的通货膨胀率的基础上, 同时考察预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的面板数据门限效应。由表 2 全国的第 1 行 II 列可知, 当解释变量为预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率时, 面板数据门限效应检验的似然比值 LR 为 7.12, 自助抽样法的概率值 P 高达 0.90, 这说明预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响也未能拒绝线性模型的原假设。依次继续添加解释变量实际 GDP 增长率、固定资产投资增长率、社会消费品零售总额占 GDP 比重和未预期到的通货膨胀率滞后一期 ($Uinf_{it-1}$)^① 的结果 (表 2 中全国的第 2~5 行 II 列) 也都未能拒绝线性模型的原假设。同样, 这些检验

① 由于全国预期到的通货膨胀率 ($Ainf_{it}$) 与其滞后一期 ($Ainf_{it-1}$) 的相关度高达 0.9727, 为避免因共线性而导致参数估计偏差, 这里未包括预期到的通货膨胀率滞后一期 ($Ainf_{it-1}$)。相关性检验表明东、中、西部的 $Ainf_{it}$ 与 $Ainf_{it-1}$ 相关度也较高, 分别为 0.9733、0.9698 和 0.9714, 为避免共线性, 也都不包括 $Ainf_{it-1}$ 。

的结果表明全国^①预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响不存在门限效应,即不是非线性。

表2 通货膨胀对城乡收入差距的面板数据门限效应检验 (原假设 H_0 : 线性模型)

方程 变量	全国		东部		中部		西部	
	I ^a	II ^b	I	II	I	II	I	II
1	1.21 (0.98) ^c	7.12 (0.90)	5.41 (0.77)	6.83 (0.48)	2.83 (0.57)	8.80 (0.96)	3.43 (0.28)	5.34 (0.38)
2	1.48 (0.98)	7.84 (0.94)	5.05 (0.78)	6.13 (0.57)	2.98 (0.75)	8.89 (0.96)	3.72 (0.23)	4.89 (0.43)
3	1.29 (0.99)	7.98 (0.92)	5.98 (0.56)	7.52 (0.40)	3.23 (0.75)	8.89 (0.96)	3.68 (0.23)	4.95 (0.43)
4	4.31 (0.68)	9.43 (0.79)	11.8 (0.38)	6.66 (0.60)	3.14 (0.52)	17.3 (0.89)	6.40 (0.15)	4.75 (0.60)
5	4.23 (0.68)	9.48 (0.80)	11.74 (0.40)	8.38 (0.47)	3.85 (0.48)	17.19 (0.86)	6.5 (0.16)	4.79 (0.59)
结论	不存在门限效应							

注: a 表中的I 考察通货膨胀率 (Inf_{it}) 对城乡收入差距的影响 (即方程 (1)), 行 1 表示解释变量为 Inf_{it} , 行 2~5 表示解释变量在 Inf_{it} 的基础上依次加入 $Ggdp_{it}$ 、 $Ginv_{it}$ 、 $Cgdp_{it}$ 和 Inf_{it-1} ; b 表中的II 考察预期到的通货膨胀率 ($Ainf_{it}$) 与未预期到的通货膨胀率 ($Uinf_{it}$) 对城乡收入差距的影响 (即方程 (2)), 行 1 表示解释变量为 $Ainf_{it}$ 与 $Uinf_{it}$, 行 2~5 表示解释变量在 $Ainf_{it}$ 与 $Uinf_{it}$ 的基础上依次加入 $Ggdp_{it}$ 、 $Ginv_{it}$ 、 $Cgdp_{it}$ 和 $Uinf_{it-1}$; c 表中的数据为面板数据门限效应检验的似然比值 LR, 括号内的数据为自助抽样法的概率值 P。

3 线性面板数据模型估计

面板数据门限效应检验表明, 全国的通货膨胀率、预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响都是线性的, 可采用线性面板数据模型进行估计。估计线性面板数据模型的方法一般有混合最小二乘回归 (Pooled OLS)、固定效应模型 (Fixed Effects Model) 和随机效应模型 (Random Effects Model) 等, 但如果面板数据存在自相关或异方差时, 这几种方法的参数估计将是有偏或不一致的。为此, 在估计线性面板数据模型之前, 先对面板数据的自相关和异方差进行检验。

(1) 面板数据的自相关和异方差检验。根据 Wooldridge (2002) 和 Drukker (2003) 检验面板数据自相关的建议和 Wiggins (2003)^② 检验异方差的方法, 面板数据自相关和异方差检验的结果 (见表 3) 表明, 全国的通货膨胀率对城乡收入差距的影响分别显著地拒绝不存在一阶自相关和不存在异方差的原假设, 不断增加解释变量的结果也一样。说明通货膨胀率对城乡收入差距的影响存在较强的自相关和异方差。考察预期到的通货膨胀率和未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响也都存在较强的自相关和异方差。若采用面板数据模型

① 东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南共 11 个省 (市); 中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南共 8 个省 (市); 西部包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古共 12 个省 (区、市)。

② 具体检验过程参考: <http://www.stata.com/support/faqs/stat/panel.html>

的混合最小二乘回归、固定效应模型或随机效应模型进行估计，结果将是有偏且不一致的。因此，本文采用对自相关和异方差加以修正的面板数据可行广义最小二乘（Feasible Generalized Least Squares）进行估计。

表3 面板数据模型的自相关和异方差检验

检验 方程 变量	自相关检验 ^c (H ₀ : 不存在一阶自相关)								异方差检验 ^d (H ₀ : 不存在异方差)							
	全国		东部		中部		西部		全国		东部		中部		西部	
	I ^a	II ^b	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II	I	II
1	200	199	236	223	38.3	42.8	115	114	341	390	29.1	51.6	16.7	21.1	82.1	80.3
2	213	213	238	225	36.2	40.8	138	137	355	402	28.2	44.9	19.5	24.5	91.5	91.5
3	214	214	221	209	35.9	40.4	143	142	354	402	25.9	41.5	19.4	24.2	91.5	91.4
4	219	219	170	165	39.3	44.4	143	142	465	472	32.9	44.1	11.9	13.7	163	171
5	231	231	128	120	41.9	45.3	155	153	465	475	32.8	47.0	12.1	13.5	162	172
结论	存在自相关								存在异方差							

注：a 和 b 同表 2；c 表中自相关检验的数据为伍德里奇面板数据自相关检验（Wooldridge test for autocorrelation in panel data）的 F 统计量，分别为全国的 F（1，30）、东部的 F（1，10）、中部的 F（1，7）、西部的 F（1，11）。所有检验表明大于 F 统计量的概率 P 都远小于 1%（表中未报告）；d 异方差检验的数据为似然比检验 LR 的卡方统计（chi2），分别为全国的 chi2（30）、东部的 chi2（10）、中部的 chi2（7）、西部的 chi2（11）。为节省篇幅，表中未报告大于卡方值的概率 P，除了表中下划线的 P 在 10% 左右之外，其余的均远小于 1%。

（2）面板数据可行广义最小二乘估计。运用面板数据可行广义最小二乘法（FGLS），首先估计基于全国 31 个省份 1979~2009 年的通货膨胀率对城乡收入差距的影响，进一步基于 HP 滤波平滑通货膨胀率得到的预期到的通货膨胀率和未预期到的通货膨胀率，估计预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响。

首先，考察全国的通货膨胀率对城乡收入差距的影响。从表 4 的 Panel I 第 1 列可知，全国 31 个省份 1979~2009 年的通货膨胀率对城乡收入差距的影响是显著为正的，但影响系数较小仅为 0.0034。依次添加解释变量实际 GDP 增长率、固定资产投资增长率、社会消费品零售总额占 GDP 比重和通货膨胀率滞后一期的估计结果（见表 4 Panel I 的第 2~5 列）也表明，全国的通货膨胀率影响城乡收入差距的系数都是显著为正的，且系数也都较小。这说明全国的通货膨胀率扩大了城乡收入差距，但扩大的程度不是很大。同样，固定资产投资增长率和通货膨胀率滞后一期影响城乡收入差距的系数都是显著为正的，但通货膨胀率滞后一期的影响系数相对较大。表明固定资产投资增长率和通货膨胀率滞后一期都扩大了城乡收入差距，但扩大的程度不同，通货膨胀率滞后一期扩大的程度略大于通货膨胀率，而固定资产投资增长率扩大的程度微乎其微。不同的是，实际 GDP 增长率和社会消费品零售总额占 GDP 比重影响城乡收入差距的系数都是显著为负的，且社会消费品零售总额占 GDP 比重的影响系数的绝对值较大。这说明实际 GDP 增长率和社会消费品零售总额占 GDP 比重都缩小了城乡收入差距，且社会消费品零售总额占 GDP 比重缩小的程度相对大些。

表4 基于全国31个省份面板数据的通货膨胀对城乡收入差距的线性影响 (样本数 N= 961)

方程 变量	Panel I: Inf_{it}					Panel II: $Ainf_{it}$ 和 $Uinf_{it}$				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
$Const$	2 384 (0 078) ^a	2 442 (0 071) ^a	2 442 (0 071) ^a	2 777 (0 088) ^a	2 727 (0 089) ^a	2 427 (0 067) ^a	2 466 (0 067) ^a	2 468 (0 067) ^a	2 797 (0 093) ^a	2 77 (0 0922) ^a
Inf_{it}	0 0034 (0 0011) ^a	0 0035 (0 0011) ^a	0 0034 (0 0011) ^a	0 0028 (0 0012) ^a	0 0037 (0 0012) ^a					
$Ainf_{it}$						- 0 0039 (0 0098)	- 0 0031 (0 0097)	- 0 0041 (0 0097)	- 0 0006 (0 0093)	- 0 0058 (0 0093)
$Uinf_{it}$						0 0036 (0 0011) ^a	0 0038 (0 0011) ^a	0 0036 (0 0012) ^a	0 0029 (0 0012) ^a	0 0042 (0 0012) ^a
$Ggdp_{it}$		- 0 0037 (0 0013) ^a	- 0 0044 (0 0013) ^a	- 0 0047 (0 0014) ^a	- 0 0044 (0 0014) ^a		- 0 0036 (0 0013) ^a	- 0 0043 (0 0014) ^a	- 0 0047 (0 0014) ^a	- 0 0043 (0 0014) ^a
$Ginvt_{it}$			0 0004 (0 0003) ^c	0 0005 (0 0003) ^c	0 0006 (0 0003) ^c			0 00049 (0 0003) ^c	0 00056 (0 0003) ^c	0 00066 (0 0003) ^b
$Cgdp_{it}$				- 0 0081 (0 0019) ^a	- 0 0075 (0 0019) ^a				- 0 0083 (0 0019) ^a	- 0 0074 (0 0019) ^a
Inf_{it-1}					0 0044 (0 0012) ^a					
$Uinf_{it-1}$										0 00499 (0 001) ^a
chi2(df)	9 53(1)	17 78(2)	20 39(3)	35 55(4)	48 82(5)	10 06(2)	17 66(3)	20 67(4)	37 22(5)	52 52(6)
P> chi2	0 002	0 0001	0 0001	0 000	0 000	0 0065	0 0005	0 0004	0 000	0 000

注: 括号内数据为标准误差 (Standard Error); 表中的 a、b、c 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; d 为卡方统计 (chi2) 的自由度。

其次, 考察全国预期到的与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响。从表4的 Panel II 第1~5列可知, 预期到的通货膨胀率 ($Ainf_{it}$) 影响城乡收入差距的系数为负, 但影响系数的绝对值都较小且不显著。可以说预期到的通货膨胀率一定程度上缩小了城乡收入差距, 但效果不是很明显。未预期到的通货膨胀率 ($Uinf_{it}$) 影响城乡收入差距的系数都是显著为正的, 但都较小。这说明未预期到的通货膨胀率与通货膨胀率一样都显著地扩大城乡收入差距。另外, 未预期到的通货膨胀率滞后一期 ($Uinf_{it-1}$) 也显著地扩大了城乡收入差距, 扩大的程度比未预期到的通货膨胀率稍微大些。由于未预期到的通货膨胀率主要体现通货膨胀率的不确定性 (或波动性), 因此, 可以说全国的通货膨胀率扩大了城乡收入差距, 而扩大效应主要是由通货膨胀率的不确定性部分 (即未预期到的通货膨胀率) 引起的。与考察全国的通货膨胀率影响城乡收入差距的结果一样, 固定资产投资增长率显著地扩大了城乡收入差距但程度不大; 实际 GDP 增长率和社会消费品零售总额占 GDP 比重都缩小了城乡收

入差距,且社会消费品零售总额占 GDP 比重缩小的程度比实际 GDP 增长率稍大。

4 稳健性分析

本文分别从分地区(东、中、西部)和分时段(逐步回归)两个角度考察通货膨胀影响城乡收入差距的稳健性。

(1) 分地区的稳健性检验。首先,面板数据单位根检验表明,东、中、西部各变量的平稳性与全国的一样(未报告检验结果);其次,面板数据门限效应检验(见表2)表明,东、中、西部的通货膨胀率、预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响都不存在门限效应,这说明可用线性面板数据模型进行估计;再次,面板数据自相关和异方差检验(见表3)都存在自相关和异方差,故采用面板数据可行广义最小二乘进行估计。

分别考察东、中、西部的通货膨胀率对城乡收入差距的影响。从表5中 Panel I 的所有第1行可知,东、中、西部的通货膨胀率影响城乡收入差距的系数都较小,但显著为正,且中部的系数大于全国的0.0034、东部的与全国的持平、西部的则略低于全国的。加入解释变量 $Ggdp_{it}$ 、 $Ginw_{it}$ 、 $Cgdp_{it}$ 和 Inf_{it-1} 的结果(Panel I 中的所有第5行)也是通货膨胀率影响城乡收入差距的系数都是显著为正的。说明东、中、西部的通货膨胀率都扩大了城乡收入差距。除了东部的实际 GDP 增长率($Ggdp_{it}$)影响城乡收入差距为正但不显著之外,其他解释变量对城乡收入差距的影响与考察全国的通货膨胀率影响城乡收入差距的情况一样。

分别考察东、中、西部预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响。从表5中 Panel II 的所有第1行可以看出:①预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响,东部显著为负,而中部和西部为正,但中部的不显著。这说明东部预期到的通货膨胀率显著地缩小了城乡收入差距,中部和西部则是扩大了城乡收入差距,但中部扩大的效果不显著;②未预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距的情况,东、中、西部的影响系数虽然都比较小,但都显著为正。东部的系数最大,中部的次之,西部最小,且东部和中部的系数略大于全国的0.0036,西部的略低于全国。这说明东、中、西部未预期到的通货膨胀率都扩大了城乡收入差距,但扩大的程度呈现出东、中、西部梯度下降的态势;③加入解释变量 $Ggdp_{it}$ 、 $Ginw_{it}$ 、 $Cgdp_{it}$ 和 $Uinf_{it-1}$ 的结果(Panel II 中的所有5行)表明,对预期到的通货膨胀率来说,东、中、西部都缩小了城乡收入差距,且中部(系数为-0.01)和东部(系数为-0.0415)缩小的程度大于全国(系数为-0.0058),仅东部的系数是显著的。对未预期到的通货膨胀率而言,东、中、西部都显著地扩大了城乡收入差距,扩大的程度中部最大(大于全国的0.0042),东部次之(稍大于全国),西部最小(略低于全国)。对加入其他解释变量来说,除了东部的实际 GDP 增长率影响城乡收入差距为正但不显著之外,其余的解释变量对城乡收入差距的影响与考察全国的情况一样。

表5 东、中、西部的通货膨胀对城乡收入差距的影响^①

变量	Const	Inf _{it}	Ainf _{it}	Uinf _{it}	Ggdp _{it}	Giw _{it}	Cgdp _{it}	Inf _{it-1}	Uinf _{it-1}	chi2(df)	P
Panel I: Inf _{it}											
东部	1	2.18 (0.1) ^a	0.0034 (0.002) ^b							4.15 (1)	0.04
	5	2.36 (0.11) ^a	0.0025 (0.002) ^c		0.001 (0.002)	0.0006 (0.001)	-0.008 (0.002) ^c	0.0054 (0.002) ^a		23.12 (5)	0.00
中部	1	2.23 (0.14) ^a	0.004 (0.002) ^c							2.90 (1)	0.09
	5	2.5 (0.27) ^a	0.0049 (0.003) ^c		-0.008 (0.003) ^b	0.0005 (0.001)	-0.0036 (0.006)	0.005 (0.003) ^c		12.11 (5)	0.03
西部	1	2.99 (0.124) ^a	0.0029 (0.0024) ^a							2.55 (1)	0.11
	5	3.7 (0.20) ^a	0.0034 (0.002) ^c		-0.011 (0.003) ^a	0.0005 (0.001)	-0.0173 (0.005) ^c	0.004 (0.002) ^a		29.3 (5)	0.00
Panel II: Ainf _{it} 和Uinf _{it}											
东部	1	2.31 (0.078) ^a		-0.034 (0.013) ^a	0.0044 (0.002) ^b					12.42 (2)	0.00
	5	2.47 (0.11) ^a		-0.0415 (0.11) ^a	0.0048 (0.002) ^b	0.002 (0.002)	0.0005 (0.0005)	-0.0052 (0.003) ^b	0.0075 (0.002) ^a	42.57 (6)	0.00
中部	1	2.251 (0.11) ^a		0.0008 (0.018)	0.004 (0.003) ^c					2.65 (2)	0.27
	5	2.67 (0.27) ^a		-0.01 (0.018)	0.0056 (0.003) ^c	-0.008 (0.003) ^b	0.0005 (0.0006)	-0.006 (0.006)	0.0059 (0.003) ^b	13.25 (6)	0.04
西部	1	2.84 (0.126) ^a		0.0311 (0.019) ^c	0.0026 (0.002) ^c					4.81 (2)	0.09
	5	3.91 (0.21) ^a		-0.0038 (0.018)	0.0039 (0.002) ^c	-0.011 (0.003) ^a	0.0005 (0.0007)	-0.021 (0.005) ^a	0.0044 (0.002) ^b	36.76 (6)	0.00

注：表中的 a、b、c、d、e 分别表示 1%、5%、10%、15%、20% 的显著性水平；df 为卡方统计 (chi2) 的自由度。

(2) 分时段的稳健性分析。本文采用开始于 1979~1983 年^②并每次增加一年数据的逐步面板数据可行广义最小二乘 (FGLS) 检验全国的通货膨胀率、预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距的稳健性，稳健性分析的结果见图 1~图 3。需加以说明的是，逐步回归的时间长度为 1979 年至图中横坐标的年份，图中标注出的回归系数 1~5 对应表 2 中的回归方程 1~5，具体见表 2 的说明。

① 回归方程 2~4 的结果基本上与 5 相同，为节省篇幅，在此未报告。

② 这里采取的第一次回归估计开始于 1979~1983 年，主要是为了增加面板数据的时间跨度，避免因横截面个数多时间短而出现的估计偏差问题。

首先,考察全国的通货膨胀率影响城乡收入差距的稳健性。从图 1 可以看出,全国的通货膨胀率影响城乡收入差距的系数都是正的,但影响系数的大小因所用数据的时间长短而异。以 1992 年为分界点,用始于 1979~1992 年及其之前数据回归的系数在波动中下降,于 1979~1992 年达到波谷,此时的系数几乎接近于 0,但非常不显著 ($P > |z|$ 将近为 1)。影响系数自 1979~1992 年触底后开始反弹,用始于 1979~1992 年之后数据回归的系数开始有所上升,在用 1979~1996 年数据回归的系数达到了波峰,而用 1979~1996 年之后数据回归的系数又开始下降,且用 1979~2001 年之后数据回归的系数基本上维持在 0.004 左右。这说明全国的通货膨胀率扩大城乡收入差距的效应是稳健的,但扩大的程度则是波动的。

其次,考察全国预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距的稳健性。从图 2 可知,全国预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距系数的符号和大小都随着所用数据的时间长短而变化。在 1979~1986 年及其之前的系数都为负;而从 1979~1987 年开始至 1979~2001 年为止的系数都是正的,且在 1979~1995 年至 1979~1998 年之间的系数相对较大;从 1979~2002 年开始的系数则又返回负的。另外,从 1979~1986 年与 1988 年之间和从 1979~1999 年与 2009 年之间预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距的系数都不显著。这表明全国预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距的稳健性较差。

再次,考察全国未预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距的稳健性。由图 3 可以发现,全国未预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距的情况基本上与通货膨胀率影响城乡收入差距的一样。即全国未预期到的通货膨胀率扩大了城乡收入差距且是稳健的,但扩大的程度因回归所用数据的时间长短而变化。进一步表明了全国的通货膨胀率扩大城乡收入差距的效应主要由体现其不确定性的未预期到的通货膨胀率所引起。

最后,考察全国其他解释变量影响城乡收入差距的稳健性。全国通货膨胀率滞后一期和未预期到的通货膨胀率滞后一期都扩大了城乡收入差距且是稳健的,但扩大的程度也随着所用数据的时间长短而变化。而实际 GDP 增长率 ($Ggdp^u$) 和社会消费品零售总额占 GDP 比重 ($Cgdp^u$) 都缩小了城乡收入差距且是稳健的。固定资产投资增长率 ($Ginv^u$) 影响城乡收入差距系数的符号则是变化且不显著的:1979~1983 年至 1979~1991 年期间的系数都为负;1979~1992 年之后的系数都为正。

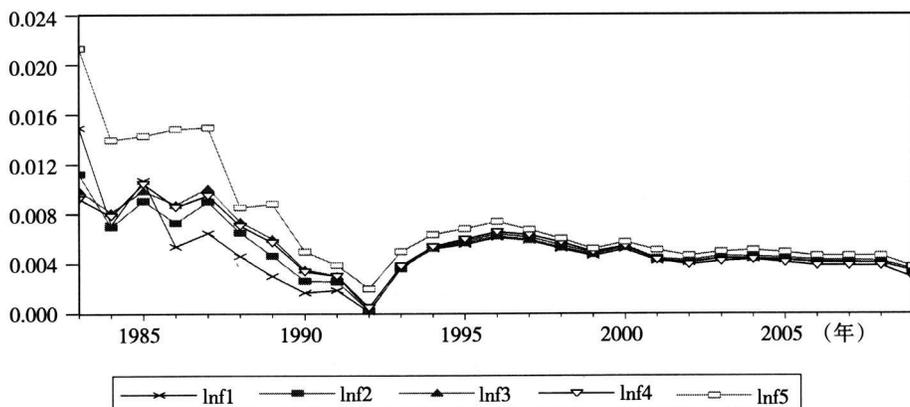


图 1 全国通货膨胀率影响城乡收入差距的系数

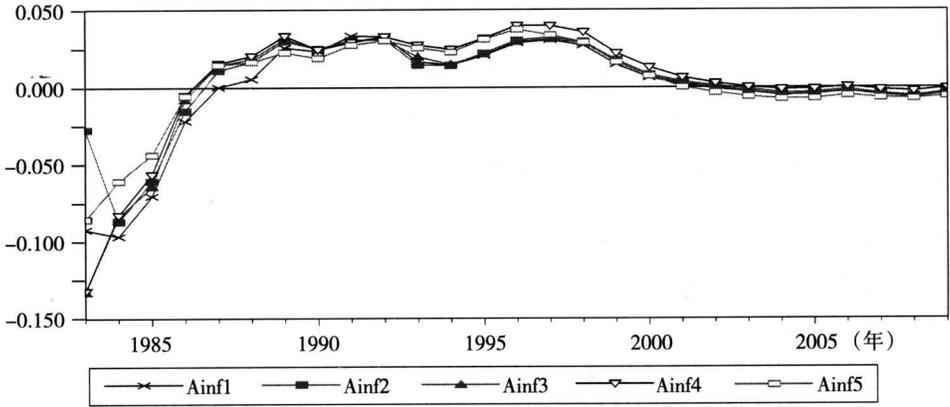


图2 全国预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距系数

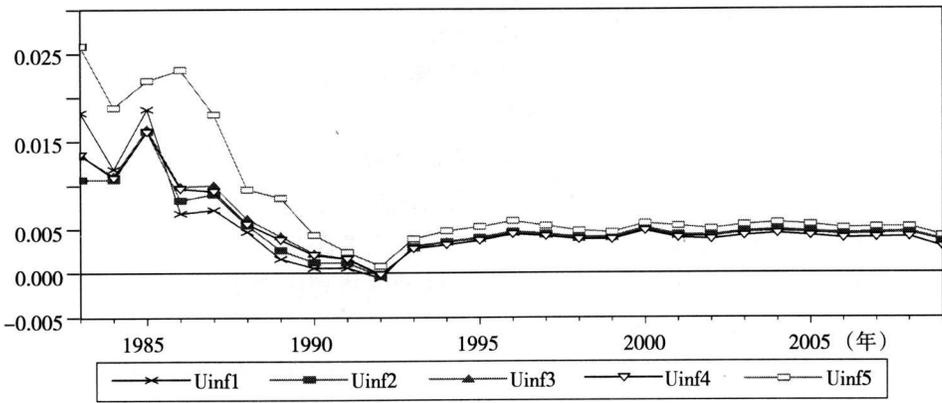


图3 全国未预期到的通货膨胀率影响城乡收入差距系数

三、结论与政策建议

本文基于我国 31 个省份 1979~ 2009 年的面板数据，在利用面板数据单位根检验变量平稳性的基础上，运用面板数据门限模型，探讨全国的通货膨胀率对城乡收入差距的影响，结果发现全国的通货膨胀率对城乡收入差距的影响不存在门限效应；进一步，利用 HP 滤波将通货膨胀率划分为预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率，进而考察全国预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响，结果也发现都不存在门限效应。说明全国的通货膨胀率、预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响都是线性的。接着采用面板数据可行广义最小二乘法 (FGLS) 分别估计全国的通货膨胀率以及预期到的通货膨胀率与未预期到的通货膨胀率对城乡收入差距的影响。最后分别从分地区和分时段两个角度分析稳健性。得到的主要结论是：

- (1) 全国的通货膨胀率及其滞后一期、未预期到的通货膨胀率及其滞后一期都稳健地扩大了城乡收入差距，但扩大的程度随着所用数据的时间长短而变化。
- (2) 全国的实际 GDP 增长率 ($Ggdp^*$) 和社会消费品零售总额占 GDP 比重 ($Cgdp^*$) 都缩小了城乡收入差距且是稳健的。

上述的研究结论可以说从正反两方面回答了“如何缩小我国城乡收入差距”的问题，对

今后制定缩小城乡收入差距的宏观经济政策具有一定的参考价值。正的方面是根据结论(2), 可以从提高各省市的经济增长率和加大消费占GDP比重两方面缩小城乡收入差距, 由此提出加快各省市的经济发展和拉动国内消费市场增加消费的建议; 反的方面是根据结论(1), 为缩小城乡收入差距, 不能让通货膨胀率过快过大地上涨或下降, 由此提出保持各省市的物价稳定, 防止物价过快上涨或下降, 把通货膨胀率控制在较低水平的建议。

参考文献

- [1] Amornthum, S., 2004, *Income inequality, inflation and nonlinearity: The case of Asian economies* [R], Working paper, November 30
- [2] Blinder, A. S. and Esaki, H. Y., 1978, *Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States* [J], *The Review of Economics and Statistics* 60 (4): 604~609
- [3] Bulir, A. and Gulde, A., 1995, *Inflation and income distribution: Further evidence on empirical links* [R], IMF working paper 95/86, Washington, International Monetary Fund
- [4] Buse, A., 1982, *The cyclical behaviour of the size distribution of income in Canada: 1947-78* [J], *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie* 15 (2): 189~204
- [5] Chu, K., Davoodi, H. and Gupta, S., 2000, *Income distribution and tax and government social spending policies in developing countries* [R], IMF working paper 00/62, Washington, International Monetary Fund
- [6] Cutler, D. M. and Katz, L. F., 1991, *Macroeconomic performance and the disadvantaged* [J], *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2
- [7] Dollar, D. and Kraay, A., 2000, *Growth is good for the poor* [R], working paper, Washington, World Bank
- [8] Drukker, D. M., 2003, *Testing for serial correlation in linear panel-data models* [J], *Stata Journal* 3: 168~177
- [9] Easterly, W. and Fischer, S., 2001, *Inflation and the poor* [J], *Journal of Money, Credit, and Banking* 33 (2): 160~178
- [10] Galli, R., and Hoenen, R., 2001, *Is inflation bad for income inequality? The importance of the initial rate of inflation* [R], Working Paper, The University of Lugano, Switzerland
- [11] Hansen, B. E., 1999, *Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference* [J], *Journal of Econometrics* 93, 345~368
- [12] Mocan, N. H., 1999, *Structural unemployment, cyclical unemployment, and income inequality* [J], *Review of Economics and Statistics* 81 (1): 122~134
- [13] Powers, E. T., 1995, *Inflation, unemployment and poverty revisited* [J], *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, Q III: 2~13
- [14] Romer, C. D. and Romer, D. H., 1998, *Monetary policy and the well-being of the poor* [J], *Proceedings*, Federal Reserve Bank of Kansas City: 159~201
- [15] Sarel, M., 1997, *How macroeconomic factors affect income distribution: The cross-country evidence* [R], IMF working paper 97/152, Washington, International Monetary Fund
- [16] Wooldridge, J. M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* [M], Cambridge, MA: MIT Press
- [17] Yoshino, O., 1993, *Size distribution of workers' household income and macroeconomic activities in Japan: 1963~1988* [J], *Review of Income and Wealth* 39 (4): 387~402
- [18] 樊纲:《通货膨胀与收入差距》[J],《经济经纬》1995年第2期。
- [19] 许业友:《我国通货膨胀的收入分配效应分析》[J],《价值工程》2009年第8期。

(责任编辑: 陈卫宾; 校对: 吕小玲)