

# 人民币汇率与城乡收入差距

李小林<sup>1,2</sup>, 司登奎<sup>3</sup>, 江 春<sup>3</sup>

(1. 中国海洋大学 经济学院, 山东 青岛 266100; 2. 青岛银行, 山东 青岛 266071;  
3. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

**摘 要:**在人民币国际化和汇率双向波动的背景下,人民币汇率变动对城乡收入差距的影响,即人民币汇率变动的分配效应不容忽视。现有研究对这一问题的探讨大多强调其线性影响,且存在重大分歧。鉴于此,文章基于开放经济的视角,从我国二元经济结构层面来揭示汇率变动作用于城乡收入差距的微观机理。理论分析表明,汇率变动会通过城乡可贸易品的比重和劳动生产率影响城乡收入差距。为刻画上述影响,文章进一步采用 Hansen(1999)的面板门槛模型进行实证分析,结果表明:人民币实际有效汇率变动对城乡收入差距的影响依赖于地区人均收入水平和贸易开放度,且呈现非对称性和区域异质性特征,即人民币汇率升值有利于缩小中低收入水平地区的城乡收入差距,但会扩大高收入水平且高贸易开放度地区的城乡收入差距,而对中高收入水平且低贸易开放度地区的影响则不明显。因此,随着人民币汇率市场化改革的不断推进,因地制宜地看待汇率变动的分配效应并因地制宜采取措施加以应对,将是中国政府未来应该正视的课题。

**关键词:**汇率;收入差距;面板门槛模型;分配效应

**中图分类号:**F126.2;F832.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)11-0004-13  
**DOI:**10.16538/j.cnki.jfe.2017.11.001

## 一、问题的提出及文献回顾

自 2005 年 7 月我国进行人民币汇率制度改革以来,人民币汇率的浮动区间在不断扩大,人民币汇率弹性也在不断增强,特别是 2015 年 8 月 11 日汇改以来,人民币汇率的双向波动特征愈加明显。值得注意的是,由于汇率是本国货币在国际市场上的价格,因此其水平高低及其变动都会产生相对价格效应和财富效应,并进而产生分配效应。例如,汇率水平及其变动会通过影响进出口产品的物价水平(相对价格效应)而产生分配效应。本国汇率升值会使进口品的价格下降,从而导致本国居民的实际收入上升和本国企业的成本下降;本国汇率贬值则使进口品的价格上升,从而导致本国居民的实际收入下降和本国企业的成本上升。同时,由于一国居民各自所持有的货币种类和数量都可能不同,因此汇率水平及其变动会通过正的(或负的)财富效应来影响居民之间的收入分配。更重要的是,汇率水平及其变动会

收稿日期:2017-06-23

基金项目:国家社会科学基金青年项目(16CJY069)

作者简介:李小林(1983-)(通讯作者),女,湖北黄冈人,中国海洋大学经济学院讲师,青岛银行博士后;  
司登奎(1989-),男,河南商丘人,武汉大学经济与管理学院博士研究生;  
江 春(1960-),男,湖北鄂州人,武汉大学经济与管理学院教授,博士生导师。

通过影响本国不同部门或不同产业(如进口或出口产业)的成本或利润,从而影响不同部门或不同产业的劳动力需求、就业机会和工资水平,并最终影响收入分配。综上所述,一国汇率的变动会通过多种途径对收入分配产生影响。

作为收入分配不均的重要方面,城乡收入差距一直都是我国社会各界普遍关注的重大问题。虽然我国政府已采取多种有利于改善收入分配不公并以此促进公平正义的政策和措施,但这一问题始终未得到根本改观。统计数据显示,20世纪80年代中期我国的基尼系数只有0.16,2000年则上升到0.44,2008年更是高达0.49左右(李实和罗楚亮,2011)。此外,2014年我国城镇居民人均可支配收入为28844元,农村居民纯收入为9892元,城乡居民收入比达到2.92:1。这是2002年以来我国城乡收入比首次降至3倍以下,但与发达国家(甚至发展中国家的平均水平)相比,我国的城乡收入比仍然偏高。

诚然,导致我国城乡收入差距持续存在,甚至日益恶化的原因是多方面的,既有初次分配方面的原因,也有再分配方面的原因。从宏观层面来看,我国长期实行以大城市为依托的工业化道路以及严格的户籍管理制度,这种发展模式既不利于农村劳动力就业结构的优化,也不利于居民居住方式的改进,从而深化了独特的城乡二元经济结构。二元经济结构的存在又将中国的社会经济分割成两种空间上的中国,即“农村的中国”和“城市的中国”,且这两种空间格局的存在又使得城乡发展差距不断扩大(陈斌开和林毅夫,2013;江春等,2016)。从微观层面来讲,我国农业基础薄弱,农村发展滞后,农民增收困难,这种独特的“三农”问题严重损害了农民的利益。与此同时,虽然大量的农村剩余劳动力涌向城市,但由于并未真正获得城市户籍,因而他们无法最大程度地享受城市发展所带来的红利,这不仅不利于促进商品消费和刺激经济增长,还造成了城乡之间的收入分配不均等程度不断加大。因此,厘清城乡收入差距的动态变化、影响因素及其动态传导机制,不但有利于政府选择恰当的调控工具,还对当前国家实现经济转型、促进居民收入分配合理化具有重要的现实意义。

需要指出的是,在影响我国城乡收入差距的众多因素中,人民币汇率变动的分配效应不容小觑。一方面,从汇率变动影响收入分配的相对价格效应来说,我国农村居民与城市居民在生产和消费的贸易品上有所差异,人民币汇率的变动会通过影响进出口贸易而作用于贸易结构、产业结构、就业结构以及经济增长等诸多宏观经济变量,并进而对城乡收入分配格局产生重要影响。另一方面,从汇率变动影响收入分配的财富效应来说,人民币汇率变动会影响我国城乡居民各自所持有的货币种类和数量,以及对跨境资本投资产生重要影响。特别是在人民币国际化进程不断加速和金融双向开放深入推进的背景下,人民币汇率的市场化程度会进一步增强,人民币的升值或贬值也很可能更加频繁和快速,而这无疑会强化人民币汇率变动对城乡收入分配的财富效应。因此,深入研究人民币汇率变动对我国城乡收入差距的影响具有重大的理论及实践意义。

目前,由于数据来源、样本选择区间以及研究视角的不同,已有研究在人民币汇率升值(或贬值)是缩小城乡收入差距还是扩大城乡收入差距这一问题上存在重大分歧。一类观点认为,人民币升值有利于缩小城乡收入差距。例如,Jeanneney和Hua(2001)运用1982—1996年中国各省份的年度数据,具体研究了人民币实际有效汇率和城乡人均收入比之间的关系,发现人民币贬值会扩大城乡之间的单位资本收入比,从而加剧城乡收入差距。而另一类观点则认为,人民币升值会扩大城乡收入差距。例如,张琳和廉永辉(2013)采用面板VAR模型实证检验了1982—2011年人民币汇率与产业结构、城乡收入差距之间的关系,发现人民币实际汇率上升会影响产业结构变化,进而不利于城乡收入差距的缩小。

有趣的是,国外也存在类似的分歧。一派观点认为汇率升值对农村居民有利,实际汇率升值可以缩小城乡收入差距。例如,Álvarez 和 López(2009)发现,实际汇率贬值会通过影响出口企业对熟练工人的需求,并进一步影响不同类型工人的工资水平而加剧收入分配不平等,且只有汇率升值才对农村居民有利。而另一派观点则认为,汇率升值对农村居民不利,实际汇率升值会扩大城乡收入差距,而汇率贬值则对农村居民有利,并有利于缩小城乡收入差距。例如,Bourguignon 等(1991)以 OECD 国家为研究对象,发现汇率升值会增加农村地区失业率,不利于农村居民收入的提高,从而不利于缩小收入差距;Minot(1998)在家庭预算约束的基础上构建了包含家庭和厂商的两部门模型对汇率贬值的收入分配效应进行分析,发现汇率贬值能够改变总需求和价格水平,从而提高工资水平,进而对低收入者有利。

鉴于上述分析,本文基于开放经济的研究视角,兼顾我国二元经济结构的固有特征,梳理总结汇率变动作用于我国城乡收入差距的微观机理。理论分析表明,汇率变动会通过城乡可贸易品的比重和劳动生产率影响城乡收入差距。在此基础上,本文采用 Hansen(1999)提出的面板门槛模型,量化分析了 1994—2016 年人民币汇率变动对城乡收入差距的非对称影响,然后根据衡量不同经济环境下的门槛变量将样本省份进行内生分组,以便厘清人民币汇率变动影响城乡收入差距的区域异质性,并力争弥合人民币汇率升值(或贬值)究竟是缩小还是扩大城乡收入差距这一理论上的分歧,进而准确地把握人民币汇率变动的收入分配效应。实证结果显示,人民币实际有效汇率变动对城乡收入差距的影响依赖于地区人均收入水平和贸易开放度,且呈现非对称性和区域异质性特征,即人民币汇率升值有利于缩小中低收入水平地区的城乡收入差距,但会扩大高收入水平且高贸易开放度地区的城乡收入差距,而对中高收入水平且低贸易开放度地区的影响并不明显。由于面板门槛回归模型考虑了变量之间的关系可能存在区域异质性,因此它对于刻画汇率影响城乡收入差距的非对称性和区域异质性特征具有一定的适用性。

与以往研究相比,本文可能的贡献在于:(1)目前关于城乡收入分配的文献大多关注宏观经济发展、政策差异和历史遗留等因素的影响,而本文则从汇率变动层面考察影响城乡收入差距的机制。(2)在技术处理层面,本文首先基于汇率变动影响城乡收入差距的门槛效应,然后依据门槛值对样本内的省份进行内生分组,并进一步考察汇率变动对城乡收入差距影响的区域异质性特征,这有助于综合客观地考察汇率变动所带来的分配效应。(3)本文有助于我们深入认识汇率变动影响城乡收入差距的内在机理与外在表现,进而为中国制定有利于改善城乡收入分配状况的相关政策提供启示。

## 二、理论分析与研究方法

### (一)理论分析

在汇率变动影响城乡收入差距的渠道中,城市与农村贸易品份额及价格的相对变动是影响收入分配的重要因素。鉴于此,我们从二元经济层面分析汇率变动影响城乡收入分配的机制。对于地区  $i$  而言,其总收入( $Y_i$ )等于总产量( $Q_i$ )与价格( $P_i$ )的乘积,也即:

$$Y_i = Q_i \times P_i \quad (1)$$

其中,我们设定产量是关于劳动人口( $L_i$ )和资本( $K_i$ )的函数,因此可以将其表达为柯布—道格拉斯生产函数的形式,具体如下:

$$Q_i = A_i L_i^\alpha K_i^\beta \quad (2)$$

其中, $A$  表示技术水平, $\alpha$  与  $\beta$  分别表示劳动与资本要素的弹性或份额。在市场经济中,生

产要素的需求取决于其相对价格。首先，我们将商品分为贸易品与非贸易品，如下式所示：

$$Y_i = (Q_{Ti}, P_{Ti}) + (Q_{NTi}, P_{NTi}) \quad (3)$$

其中， $Q_{Ti}$  与  $Q_{NTi}$  分别表示  $i$  地区贸易品和非贸易品的产量， $P_{Ti}$  与  $P_{NTi}$  则分别表示  $i$  地区贸易品和非贸易品的生产价格。为了获得  $i$  地区的实际人均收入，我们先计算出  $i$  地区的总收入与总人口的比值，并进一步除以居民消费者价格指数  $P_{Ci}$ 。同时，记贸易品份额为  $a_i = Q_{Ti}/Q_i$ ，因此我们有如下等式成立：

$$y_i = \frac{Y_i}{N_i P_{Ci}} = a_i \frac{A_i K_i^\beta L_i^\alpha}{N_i} \frac{P_{Ti}}{P_{Ci}} + (1 - a_i) \frac{A_i K_i^\beta L_i^\alpha}{N_i} \frac{P_{NTi}}{P_{Ci}} \quad (4)$$

给定每个地区的实际汇率，<sup>①</sup>即  $\gamma_i = P_{Ti}/P_{NTi}$ ，因此有：

$$y_i = \frac{A_i K_i^\beta L_i^\alpha}{N_i} \frac{P_{NTi}}{P_{Ci}} [a_i \gamma_i + (1 - a_i)] \quad (5)$$

假设在该经济系统中贸易品占地区  $i$  消费者价格指数的权重系数为  $\delta_i$ ，且贸易品和非贸易品的消费价格分别为  $P_{CTi}$  与  $P_{CNTi}$ ，则我们有下式成立：

$$P_{Ci} = P_{CTi}^{\delta_i} \times P_{CNTi}^{1-\delta_i} \quad (6)$$

不妨设  $\psi = P_{CTi}/P_{CNTi}$ ，进一步可将式(6)重新表达如下：

$$P_{Ci} = \psi^{\delta_i} P_{CNTi} \quad (7)$$

此时，我们可将式(5)重新表达如下：

$$y_i = \frac{A_i K_i^\beta L_i^\alpha}{N_i} \times \frac{P_{NTi}}{\psi^{\delta_i} P_{CNTi}} [a_i \gamma_i + (1 - a_i)] \quad (8)$$

此外，我们假设非贸易品中包含消费品，且有  $P_{NTi} = P_{CNTi}$ ，因此上式可写成：

$$y_i = \frac{A_i K_i^\beta L_i^\alpha}{N_i} \times \frac{1}{\psi^{\delta_i}} [a_i \gamma_i + (1 - a_i)] \quad (9)$$

如果记城市家庭为  $u$ ，农村家庭为  $r$ ，则城市家庭与农村家庭的相对收入可表示为：

$$I = \frac{y_u}{y_r} = \frac{A_u}{A_r} \times \frac{K_u^\beta}{K_r^\beta} \times \frac{L_u^\alpha/N_u}{L_r^\alpha/N_r} \times \psi^{\delta_r - \delta_u} \left[ \frac{a_u \gamma + (1 - a_u)}{a_r \gamma + (1 - a_r)} \right] \quad (10)$$

从上式可以看出，如果城市地区比农村地区生产出更高比重的可贸易品 ( $a_u > a_r$ )，实际汇率贬值将会不利于城乡收入差距的缩小；同时从上式也可看出，城乡收入分配的变动还在一定程度上取决于其劳动生产率的相对变动。本文认为，实际汇率升值在很大程度上可以促进技术进步，因为汇率升值可以相对减少进口设备品的价格以及提高工人工资，从而有利于资本生产和技术创新。进一步地，企业会关闭生产效率较低的工厂，从而不可避免地出现创造性破坏，即放弃低效率的生产或减少对传统劳动力的依赖。从这一角度来讲，劳动生产率是连接实际汇率与收入分配的重要变量。

## (二)方法介绍

为了考察实际有效汇率变动影响城乡收入差距的非对称性和区域异质性，我们采用面板门槛模型进行实证分析。在对门槛模型进行估计时，首先要对变量是否存在门槛效应进行检验。由于门槛模型的原假设为不存在门槛效应，倘若无法显著拒绝原假设，则意味着门槛效应不存在(司登奎，2015)。Hansen(1999)通过最大似然比检验法(Likelihood ratio

<sup>①</sup>Edwards (1989) 认为均衡实际汇率是同时实现外部和内部均衡的贸易品价格和非贸易品价格之比；同时，根据巴拉萨—萨缪尔森效应，由于贸易品满足“一价定律”，因此非贸易品相对于贸易品价格的波动能够在一定程度上解释两国实际汇率水平的波动。因此，本文也将实际汇率定义为贸易品和非贸易品的相对价格，且假定贸易品采取外币定价，即实际汇率为间接标价法。

test)模拟出检验统计量的渐进分布,并进而判断面板模型是否存在门槛特征。遵照 Hansen (1999)的研究,我们可以将面板门槛模型设定如下:

$$v_{it} = \begin{cases} \mu_i + \theta h_{it} + \alpha_1 d_{it} + \epsilon_{it}, & d_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \theta h_{it} + \alpha_2 d_{it} + \epsilon_{it}, & d_{it} > \gamma \end{cases} \quad (11)$$

其中,  $v_{it}$  为被解释变量,  $d_{it}$  为门槛变量,  $\gamma$  则为门槛变量的估计值,而  $h_{it}$  为控制变量向量,  $\mu_i$  则代表固定效应,误差项  $\epsilon_{it}$  是期望值为 0 且方差为  $\sigma^2$  的独立同分布。

依前文所述,面板模型的原假设为不存在门槛效应,即式(11)中的“ $\alpha_1 = \alpha_2$ ”成立,相应的备择假设即为  $\alpha_1 \neq \alpha_2$ 。据此,我们构造如下检验统计量,并采用 *bootstrap* 法对该统计量的渐进分布进行模拟:

$$F = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma}_1)}{S_1(\hat{\gamma}_1)/n(T-1)} \quad (12)$$

其中,  $S_0$  与  $S_1(\hat{\gamma}_1)$  分别表示不存在门槛特征与存在单一门槛特征时的残差平方和,  $n$  为截面个数(即本文所选择的 28 个省份),  $T$  为样本区间,  $\hat{\gamma}_1$  为模拟门槛值。我们首先可以采用最小二乘法对式(11)进行参数估计,并记  $S_1(\gamma)$  为单门槛模型的残差平方和,从而得到门槛估计值  $\hat{\gamma}_1 = \arg \min_{\gamma_1} \{S_1(\gamma_1)\}$ 。按照同样的思路,我们假设还存在第二个门槛值  $\gamma_2$ ,且存在  $\gamma_2 > \hat{\gamma}_1$ ,那么对于所有满足条件的门槛值进行逐一搜索,而且将满足残差平方和最小的门槛值设定为第二个门槛值,也即:  $\hat{\gamma}_2 = \arg \min_{\gamma_2} \{S(\hat{\gamma}_1, \gamma_2)\}$ 。

在模拟出门槛值之后,我们进一步依据门槛值的渐进分布特征来构造门槛效应的置信区间。假设单门槛和双门槛模型的门槛值  $(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)$  为  $(\gamma_1, \gamma_2)$  的一致估计量,那么我们可以得到原假设“ $(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2) = (\gamma_1, \gamma_2)$ ”的似然比统计量为:

$$LR_1(\gamma_1) = \frac{S_1(\gamma_1) - S_1(\hat{\gamma}_1)}{S_1(\hat{\gamma}_1)/n(T-1)}, LR_2(\gamma_2) = \frac{S_2(\gamma_2) - S_2(\hat{\gamma}_2)}{S_2(\hat{\gamma}_2)/n(T-1)} \quad (13)$$

借鉴 Hansen(1999)的研究,记  $m$  为显著性水平,因此有:当  $LR(\gamma) \leq -2\ln(1 - \sqrt{m})$  时,我们判断不能拒绝存在“门槛效应”的原假设;反之,当  $LR(\gamma) > -2\ln(1 - \sqrt{m})$  时,则可在显著性水平为  $m$  时拒绝存在“门槛效应”的原假设。

### 三、指标选取和数据来源

在度量城乡收入差距的指标选取上,现有研究常将城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比作为我国城乡收入差距的度量指标(欧阳志刚,2009;张琳和廉永辉,2013;钞小静和沈坤荣,2014)。虽然该方法计算相对简便,但该度量方法并没有反映城乡人口所占比重的动态变化。由于我国是一个发展中的农业大国,且农业人口比重在近年来发生了较大的变动,倘若忽视人口变动所带来的影响,将不利于准确度量我国的城乡收入差距(欧阳志刚,2009)。此外,基尼系数也是国际上通用的测量收入差距的指标,但由于其是根据洛伦茨曲线所划分的收入阶层计算得到的,因此更适合于刻画总体收入的不均等程度,而并不适合作为城乡收入差距的度量指标(欧阳志刚,2009)。Theil(1967)所提出的泰尔指数不仅同时考虑了人群组内与组间的收入差距,而且还涵盖了收入差距的变动幅度,因此对于衡量城乡收入差距具有一定的适用性(王少平和欧阳志刚,2008;欧阳志刚,2014;江春等,2016)。计算公式具体如下:

$$gap_t = \frac{W_u}{W_t} \ln\left(\frac{W_u}{W_t} \times \frac{M_t}{M_u}\right) + \frac{W_r}{W_t} \ln\left(\frac{W_r}{W_t} \times \frac{M_t}{M_r}\right) \quad (14)$$

其中,  $gap$  表示城乡收入差距,  $W_u$  与  $W_r$  分别代表城镇与农村地区的总收入水平, 而  $M_u$  与  $M_r$  分别代表城镇与农村地区的总人口数量。不难发现, 泰尔指数将收入比例作为衡量收入差距的权重, 对城乡收入的份额进行加权得到城乡收入差距, 这符合我国城乡二元结构的发展背景(王少平和欧阳志刚, 2008)。此外, 泰尔指数的算法还综合考虑了城乡居民收入和人口结构的变化(赵永平和徐盈之, 2014)。因此, 本文定义的泰尔指数能够较好地反映我国城乡二元经济的发展背景, 也能够综合考虑城市和农村的人口与收入的整体变化, 将其用于度量我国城乡收入差距具有一定的准确性和合理性。

对于实际有效汇率而言, 本文首先计算出各省与其发生贸易往来的国家(地区)之间的双边实际汇率, 然后以各省与其贸易对象之间的贸易份额为权重进行加权平均求得。值得注意的是, 兼顾到数据的代表性和可得性, 本文仅选取各省排名前 10 位的贸易对象进行实际有效汇率指标的测算。因此, 各省实际有效汇率的测算公式可以表述为:

$$RRE_u = \prod_j^{10} [e_{ij,t} CPI_u / CPI_{ij,t}]^{w_{ij}}, \quad \sum_{j=1}^{10} w_{ij} = 1 \quad (15)$$

其中,  $e_{ij,t}$  表示人民币与  $i$  省贸易对象  $j$  的货币在  $t$  时期的双边名义汇率(以间接标价法表示),  $CPI_u$  与  $CPI_{ij,t}$  则分别代表  $t$  时期  $i$  省及其贸易对象  $j$  的消费者价格指数(均以 2010 年为基期),  $w_{ij}$  表示  $i$  省与其贸易对象  $j$  之间的贸易额在其总贸易额(该省与其前 10 位贸易对象之间的贸易总额)中所占的比重。因此, 根据式(15)计算出的实际有效汇率上升则意味着升值, 反之则意味着贬值。值得指出的是, 虽然公式中不同省份与相同贸易对象之间的双边名义汇率是一样的, 但由于各省份面临的贸易对象不尽相同, 且这些贸易对象在不同省份中所占的贸易份额也有差异, 加上各省份的消费者价格指数各不相同, 因此最终各省份所面对的实际有效汇率存在显著差异。这在一定程度上也反映了同一时期各省份之间经济与贸易结构的不同, 因此从省际视角分析实际有效汇率对城乡收入差距的影响具有一定的合理性。

如前文所述, 城乡贸易品份额的相对变动是影响城乡收入差距的重要因素之一, 且贸易开放度对贸易品份额的影响至关重要。因此, 本文借鉴 Jaumotte 等(2013)的研究, 采用各省份的进出口总额与 GDP 比值来衡量贸易开放度(*Trade Openness*, *TO*)。同时, 在居民向企业提供资本时, 一个不可忽略的因素便是企业对其资源的使用具有异质性。贸易部门可以使用本国的资本要素, 也可以选择使用国外的资本要素, 因此金融开放指标的选择尤为必要。该指标不仅能够影响企业生产要素的配置与收入, 还是衡量区域金融发展的代表性指标, 因此本文还借鉴 Jaumotte 等(2013)的研究, 采用各省的外商直接投资(*FDI*)与 GDP 的比值来衡量金融开放度(*Financial Openness*, *FO*)。城乡相对生产率(*URR*)采用第二产业的劳动生产率与第一产业的劳动生产率之比来表示, 其中第二产业的劳动生产率采用第二产业增加值与第二产业就业人数之比来表示, 第一产业的劳动生产率采用第一产业增加值与第一产业就业人数之比来表示; 人均收入水平(*PGDP*)用人均 GDP 表示。

值得注意的是, 由于本文所关注的对象是人民币实际有效汇率变动对城乡收入差距的影响, 因此下文分析中所使用的人民币实际有效汇率均是采用实际有效汇率的差分值来表示。我们使用的样本包含全国 28 个省份(由于黑龙江、西藏、海南和港澳台地区的数据缺失, 故本文没有对其进行分析), 时间跨度为 1994—2016 年。除各省份实际有效汇率经笔者计算之外, 其余数据来源于各省统计年鉴、Wind 数据库和中经网统计数据库。

#### 四、实证分析

在量化分析人民币汇率变动对城乡收入差距的影响时,为避免“伪回归”问题的出现,有必要对变量进行平稳性检验。实证分析中较常用的面板平稳性检验主要有 *Levin-Lin-Chu (LLC)*、*Im-Pesaran-Shin (IPS)* 和 *Fisher-Augment Dickey-Fuller (FADF)* 等检验,但如果变量遭遇特殊事件的冲击(如相关政策的出台等),则很可能会使得数据存在结构突变点 (*Structural Breaks*),此时将会导致传统方法的检验“势”大大降低。鉴于此,为了提高检验结果的可信度,本文借鉴 Chortareas 和 Kapetanios(2009)所提出的能捕捉结构突变的异质性面板单位根方法,具体表达如下:

$$\Delta y_{i,t} = \xi_i + \delta_i y_{i,t-1}^3 + \sum_{j=1}^k \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + a_{i,t} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + b_{i,t} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

其中,  $y_{i,t}$  表示截面单位  $i$  在时刻  $t$  的变量数据,  $T$  代表傅立叶函数的周期;正弦与余弦  $\sin(2\pi kt/T)$  和  $\cos(2\pi kt/T)$  用来捕捉数据的变动特征,包括可能发生的突变点的个数和位置;  $k$  表示突变点个数,  $[a_i, b_i]'$  为波动的振幅和位移的分量。当原假设“ $a_i = b_i = 0$ ”成立时,式(16)便演化为一个标准的线性模型;而当拒绝原假设时,则意味着变量的数据生成过程呈现非线性特征。检验结果如表 1 所示。

表 1 变量的平稳性检验结果(含截距项和趋势项)

| 变量            | GAP      | RRE      | TO       | FO        | URR      | PGDP    |
|---------------|----------|----------|----------|-----------|----------|---------|
| 模型设定          | (C,T)    | (C,T)    | (C,T)    | (C,T)     | (C,T)    | (C,T)   |
| 统计量 $\bar{t}$ | -2.313** | -4.996** | -2.362** | -4.773*** | -2.015** | -1.669* |
| 拔靴 $p$ 值      | 0.015    | 0.000    | 0.016    | 0.002     | 0.043    | 0.074   |
| 突变点个数         | 1        | 2        | 2        | 2         | 2        | 1       |

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。下同。

从表 1 可以看出,统计量  $\bar{t}$  和 *bootstrap* 法模拟的伴随概率  $p$  值显示,所有变量均在对应的显著性水平上拒绝了“变量非平稳”的原假设,即所有变量服从  $I(0)$  过程,同时所有变量均存在结构突变点,其中城乡收入差距和人均收入水平各含有 1 个结构突变点,其余变量均含有 2 个结构突变点。上述特征再次表明变量均具有非线性的变化趋势,这也为本文使用非线性门槛模型提供了一定的依据。同时,从前文的理论分析中也可以发现,在汇率变动影响城乡收入差距的过程中,不同的作用渠道和经济环境变化会使得该影响发生变化。鉴于此,本文首先运用 Hansen(1999)提出的面板门槛模型来实证检验汇率变动对城乡收入差距的动态影响,然后进一步根据不同的门槛变量对样本内各省份进行内生分组,从而在不同的分样本下考察人民币实际有效汇率变动对城乡收入差距的影响。其中,选择贸易开放、金融开放、城乡相对劳动生产率和人均收入作为门槛变量的检验结果如表 2 所示。

表 2 门槛模型检验

| 门槛变量 | 假设检验 | F 值     | P 值   | 门槛值    | 临界值    |        |        |
|------|------|---------|-------|--------|--------|--------|--------|
|      |      |         |       |        | 10%    | 5%     | 1%     |
| TO   | 单一门槛 | 32.201* | 0.090 | 10.343 | 31.511 | 36.249 | 59.896 |
|      | 双重门槛 | 18.269  | 0.500 | 14.032 | 34.949 | 42.925 | 47.722 |
| FO   | 单一门槛 | 20.606  | 0.300 | 0.932  | 27.710 | 30.480 | 40.258 |
|      | 双重门槛 | 8.035   | 0.670 | 0.164  | 17.874 | 19.029 | 25.049 |

续表2 门槛模型检验

| 门槛变量 | 假设检验 | F 值        | P 值   | 门槛值   | 临界值    |        |        |
|------|------|------------|-------|-------|--------|--------|--------|
|      |      |            |       |       | 10%    | 5%     | 1%     |
| URR  | 单一门槛 | 12.318     | 0.840 | 6.975 | 43.781 | 49.255 | 57.208 |
|      | 双重门槛 | 7.493      | 0.930 | 3.514 | 33.024 | 36.474 | 44.509 |
| PGDP | 单一门槛 | 122.110*** | 0.000 | 19265 | 67.486 | 79.098 | 84.924 |
|      | 双重门槛 | 25.803*    | 0.070 | 33969 | 22.193 | 26.396 | 31.678 |

从表 2 可以看出,当选择贸易开放、金融开放、城乡相对劳动生产率和人均收入作为门槛变量时,只有贸易开放与人均收入存在门槛效应,而金融开放和城乡相对劳动生产率则不存在门槛效应,这表明贸易开放与人均收入水平都可能是实际有效汇率影响城乡收入差距的门槛变量。因此,在内生分组时,我们首先将人均收入水平作为第一轮分组的门槛变量,然后以贸易开放度作为第二轮分组的门槛变量。具体情况如下:

#### 1. 以人均收入水平为门槛变量的第一轮分组

我们参照郭桂霞和彭艳(2016)的研究,通过设定不存在门槛、一个门槛和两个门槛的递进假设对面板模型进行估计,从而得到  $F$  统计量。与此同时,我们还采用 *bootstrap* 法模拟出伴随概率  $P$  值。结果显示,单一门槛模型在 1% 的显著水平上显著,双重门槛模型在 10% 的显著性水平上显著。由此我们认为,汇率变动的收入分配效应在人均收入水平为门槛变量时具有双重门槛特征,通过参数估计还可得到两个门槛值分别是 19 265 元/人和 33 969 元/人,且均处于 95% 的置信区间。因此,我们根据 1994—2016 年各省人均收入水平的平均值,并结合估计出来的双重门槛值,将 28 个省份划分为 18 个较低收入水平的省份、7 个中等收入水平的省份和 3 个较高收入水平的省份。具体结果如表 3 所示。

表 3 各省份依据人均收入水平进行分组的结果

| 人均收入水平  | 个数 | 省份  |
|---|----|---|
| 低收入水平的省份<br>( $PGDP < 19\,264$ 元)                         | 18 | 河北、山西、吉林、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 |
| 中等收入水平的省份<br>( $19\,264 \text{ 元} \leq PGDP < 33\,969$ 元) | 7  | 内蒙古、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东                                 |
| 高收入水平的省份<br>( $PGDP \geq 33\,969$ 元)                      | 3  | 北京、天津、上海  |

#### 2. 以贸易开放度为门槛变量的第二轮分组

类似地,我们采用贸易开放度作为门槛变量,考察人民币实际有效汇率对城乡收入差距的非对称性影响。从表 2 的检验结果可以看出,贸易开放度的单一门槛模型在 10% 的显著性水平上显著,且不存在双重门槛。因此我们判断贸易开放具有单一门槛,且门槛值为 10.343%。在此基础上,我们将 1994—2016 年 28 个省份的贸易开放度平均值与门槛值进行对比,进一步将其中的 25 个省份划分为低贸易开放度省份,而只有北京、上海和广东属于高开放程度的省份,具体的分组结果如表 4 所示。

表 4 各省份依据贸易开放水平进行分组的结果

| 贸易开放程度                             | 个数 | 省份  |
|------------------------------------|----|---|
| 低开放程度的省份<br>( $TO < 10.343\%$ )    | 25 | 天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 |
| 高开放程度的省份<br>( $TO \geq 10.343\%$ ) | 3  | 北京、上海、广东  |



3. 样本省份的内生分组结果

从以上两轮分组结果可以看出,人民币实际有效汇率对城乡收入差距的非对称影响依赖于人均收入水平和贸易开放环境的变化,而且人均收入水平在样本省份中具有双重门槛效应,对外贸易开放程度具有单一门槛效应。我们结合人均收入水平和对外贸易开放进一步将样本省份进行内生分组,结果如表5所示。

表5 依据人均收入水平和贸易开放程度的内生分组结果

| 组别 | 组内特征          | 个数 | 省份  |
|----|---------------|----|---|
| 1  | 低收入水平、低贸易开放度  | 18 | 河北、山西、吉林、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 |
| 2  | 中等收入水平、低贸易开放度 | 6  | 内蒙古、辽宁、浙江、江苏、福建、山东                                    |
| 3  | 中等收入水平、高贸易开放度 | 1  | 广东  |
| 4  | 高收入水平、低贸易开放度  | 1  | 天津  |
| 5  | 高收入水平、高贸易开放度  | 2  | 北京、上海   |

为了考察人民币实际有效汇率变动影响城乡收入差距所产生的区域异质性,我们根据表5中的内生分组结果,进一步采用面板模型考察人民币实际有效汇率、对外贸易开放、金融开放、城乡相对劳动生产率和人均收入水平对城乡收入差距的影响。具体回归结果如表6所示。

表6 分组省份实际有效汇率变动的收入分配效应

| 解释变量              | 组1        | 组2        | 组3        | 组4      | 组5        |
|-------------------|-----------|-----------|-----------|---------|-----------|
| RRE               | -0.001*** | 0.0004    | -0.002*** | 0.0002* | 0.0007*   |
| TO                | -0.029*** | 0.009***  | -0.0003*  | 0.002*  | 0.002**   |
| FO                | 0.036*    | -0.050*** | -0.018**  | -0.012* | -0.012*   |
| URR               | 0.010***  | 0.006***  | 0.002*    | 0.0001* | 0.002**   |
| GDP               | 0.0003    | 0.0005*** | -0.004    | -0.053  | -0.009*** |
| 常数项               | 0.147     | 0.024     | 0.316     | 0.061*  | -0.002    |
| 组间 R <sup>2</sup> | 0.419     | 0.459     | 0.798     | 0.745   | 0.524     |
| 样本数               | 360       | 120       | 20        | 20      | 40        |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

从表6可以发现,在第1组(低人均收入水平且低贸易开放度)的18个省份中,实际有效汇率的系数为-0.001,且通过了1%的显著性水平检验,这表明人民币实际有效汇率升值(贬值)能够缩小(扩大)该组的城乡收入差距。同时,贸易开放的系数显著为负,这表明贸易开放程度的增加(下降)能够缩小(扩大)该组的城乡收入差距。相反,对于金融开放和城乡相对生产率而言,其系数显著且分别为0.036和0.010,这意味着金融开放程度和城乡相对生产率的提高不但不利于缩小低收入水平且低贸易开放度省份的城乡收入差距,反而会使其城乡收入差距进一步扩大。

在第2组(中等人均收入且低贸易开放度)的6个省份中,实际有效汇率的系数为0.0004,但不显著,这表明实际有效汇率变动对中等收入水平且低贸易开放度省份的城乡收入差距的影响不明显。对于金融开放而言,其系数为-0.050,且通过了1%的显著性水平检验,这表明金融开放有利于中等收入水平且低贸易开放度省份城乡收入差距的缩小。相反,贸易开放和城乡相对劳动生产率的提高不但不会对中等收入水平且低贸易开放度省份的城乡收入差距起到一定的缩小作用,反而会继续加剧其收入差距的扩大。

在第3组(中等收入水平且高贸易开放度)中的广东省,人民币实际有效汇率系数为

-0.002,且通过了1%的显著性检验,这表明人民币实际有效汇率升值能够缩小中等收入水平且高贸易开放度省份的城乡收入差距,而且贸易开放与金融开放的系数显著,分别为-0.0003和-0.018,这意味着贸易开放与金融开放均能够对中等收入水平且高贸易开放度省份的城乡收入差距起到一定的缩小作用。

在第4组和第5组(高收入水平下的低贸易开放度和高贸易开放度省份)的回归结果中,人民币实际有效汇率的系数显著为正,这表明人民币实际有效汇率升值(贬值)均会扩大(缩小)城乡收入差距。同样地,贸易开放程度与城乡相对劳动生产率的提高不但不会缩小该样本下的城乡收入差距,反而会对城乡收入差距的扩大起到一定的加剧作用。

综合以上结果,我们可得出:首先,人民币实际有效汇率对我国城乡收入差距的影响具有显著的区域异质性,其中,在低收入水平且低贸易开放度、中等收入水平且高贸易开放度的省份中,人民币汇率升值(贬值)均能缩小(扩大)其城乡收入差距。而对于高收入水平的省份而言,人民币汇率升值(贬值)却会扩大(缩小)其城乡收入差距。从汇率变动作用于城乡收入差距的渠道来看,我国在世界贸易市场中主要用以出口或进口竞争的贸易部门主要分布在城市,而我国农业部门的开放程度相对较低,即农村居民消费的贸易产品远远小于城市居民,实际汇率升值会相对有利于生产非贸易农产品的农村居民,这意味着实际汇率升值对城市消费价格所带来的降低程度要强于农村地区。由于汇率变动对生产与消费更多贸易品的城市居民影响较大,因此人民币实际有效汇率升值有利于我国低收入水平且低贸易开放度、中等收入水平且高贸易开放度的19个省份城乡收入差距的缩小。其次,贸易开放度的扩大对低收入水平和低贸易开放度省份缩小城乡收入差距也能起到一定的促进作用;同时,广东省作为中等收入水平及高贸易开放度的省份,其城乡收入差距的缩小也得益于贸易开放的发展。由于我国贸易品和非贸易品的生产及分布存在典型的区域差异性,因此相对于高收入水平的省份来说,低收入和中等收入水平的省份工业品占比较低,而农产品占比则相对较高,而此时若采取扩大贸易开放的政策,则有利于扩大贸易品中农产品的份额,从而有利于提高农村居民的收入水平,进而有利于低收入和中等收入水平的省份(包括低贸易开放度和高贸易开放度)缩小城乡收入差距。再次,金融开放不利于低收入水平且低贸易开放度省份缩小城乡收入差距,只有9个省份受惠于金融开放,这是因为城乡金融资源分配存在不公,金融开放所产生的红利更多地流向城市部门,使得城乡部门无法同等获益于金融开放。最后,城乡相对劳动生产率的扩大不利于所有地区缩小城乡收入差距。事实上,自1990年以来,我国工业生产率提高的速度明显快于农业生产率,可见城市偏向发展的政策红利并没有惠及农村居民,而是进一步扩大了城乡收入差距。

## 五、结论与启示

本文基于我国二元经济背景,梳理了汇率变动影响城乡收入差距的微观机理,进一步选取1994—2016年我国28个省份的数据,采用面板门槛模型(结合内生分组)对人民币实际有效汇率变动的收入分配效应进行实证分析,发现人民币实际有效汇率变动对城乡收入差距的影响并非固定不变,而是呈现显著的非线性门槛效应和区域异质性特征,具体表现为:(1)在低收入水平且低贸易开放度、中等收入水平且高贸易开放度的19个省份中,人民币实际有效汇率升值(贬值)均能够缩小(扩大)城乡收入差距;而对于高收入水平的省份而言,人民币实际有效汇率升值(贬值)却会扩大(缩小)其城乡收入差距。(2)贸易开放的扩大对低收入水平且低贸易开放度、中等收入水平且高贸易开放度的19个省份城乡收入差距的缩小

起到一定的促进作用,但会扩大其余地区的城乡收入差距。(3)金融开放不利于低收入水平且低贸易开放度的19个省份缩小城乡收入差距,但有利于其余9个地区缩小城乡收入差距。(4)城乡相对劳动生产率的扩大不利于所有地区城乡收入差距的缩小。

基于上述研究结果,我们可以得到以下启示:(1)由于人民币实际有效汇率对我国城乡收入差距的影响具有显著的非对称性和区域异质性,因此我国政府在制定缩小收入差距的政策时,要结合各地区自身发展特征而采取有差异和针对性的政策以应对汇率变动对城乡收入差距的冲击。(2)由于城乡相对劳动生产率的扩大不利于所有地区城乡收入差距的缩小,因此缩小城乡相对劳动生产率是各地区缓解收入差距的重要方向之一,如加快传统农业向现代农业的转型、促进农业技术创新、改善农业基础设施落后局面、完善农村经济发展激励机制等。(3)金融开放和对外贸易开放并非有利于所有地区城乡收入差距的缩小,因此各地区在扩大金融开放与贸易开放的进程中,要注重农村金融发展资源和贸易环境的改善,以突破农村地区无法或不能较大程度地享受金融开放与对外贸易开放红利的局面,从而为缩小城乡收入差距提供条件。(4)随着人民币汇率市场化改革的不断推进,人民币汇率对城乡收入差距的影响或许会产生更为复杂的效果,特别是当农业市场被完全放开、农产品成为国际贸易商品时,人民币汇率变动对农民收入的影响或许会发生变化。因此,无论是为了促进社会和谐发展,还是为了缩小城乡收入差距,中国政府都应充分认识和理解人民币汇率变动所带来的收入分配效应。

#### 主要参考文献

- [1]钞小静,沈坤荣.城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J].经济研究,2014,(6):30-43.
- [2]陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013,(4):81-102.
- [3]郭桂霞,彭艳.我国资本账户开放的门槛效应研究[J].金融研究,2016,(3):42-58.
- [4]江春,司登奎,苏志伟.中国城乡收入差距的动态变化及影响因素研究[J].数量经济技术经济研究,2016,(2):41-57.
- [5]李实,罗楚亮.中国收入差距究竟有多大?——对修正样本结构偏差的尝试[J].经济研究,2011,(4):68-79.
- [6]欧阳志刚.中国城乡经济一体化的推进是否阻滞了城乡收入差距的扩大[J].世界经济,2014,(2):116-135.
- [7]司登奎.汇率预期对资产价格的非线性影响研究[D].青岛:中国海洋大学,2015.
- [8]王少平,欧阳志刚.中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应[J].中国社会科学,2008,(2):54-66.
- [9]张琳,廉永辉.实际汇率、产业结构和城乡收入差距[J].西安交通大学学报(社会科学版),2013,(6):7-15.
- [10]赵永平,徐盈之.新型城镇化对缩小城乡收入差距的作用——基于城乡二元收入的理论模型与实证检验[J].中南大学学报(社会科学版),2014,(4):37-42.
- [11]Álvarez R, López R A. Skill upgrading and the real exchange rate[J]. The World Economy, 2009, 32(8): 1165-1179.
- [12]Bourguignon F, De Melo J, Morrisson C. Poverty and income distribution during adjustment: Issues and evidence from the OECD project [J]. World Development, 1991, 19(11): 1485-1508.
- [13]Chortareas G, Kapetanios G. Getting PPP right: Identifying mean-reverting real exchange rates in panels[J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33(2): 390-404.
- [14]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

- [15]Jaumotte F, Lall S, Papageorgiou C. Rising income inequality: Technology, or trade and financial globalization? [J]. *IMF Economic Review*, 2013, 61(2): 271—309.
- [16]Jeanneney S G, Hua P. How does real exchange rate influence income inequality between urban and rural areas in China? [J]. *Journal of Development Economics*, 2001, 64(2): 529—545.
- [17]Minot N W. Distributional and nutritional impact of devaluation in Rwanda [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1998, 46(2): 379—402.
- [18]Theil H. *Economics and information theory* [M]. Amsterdam: North-Holland, 1967.

## RMB Exchange Rate and Urban-rural Income Gap

Li Xiaolin<sup>1,2</sup>, Si Dengkui<sup>3</sup>, Jiang Chun<sup>3</sup>

(1. *School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, China*;

2. *Bank of Qingdao, Qingdao 266071, China*;

3. *School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China*)

**Summary:** The reform of RMB exchange rate formation mechanism has been advanced constantly and RMB exchange rate flexibility also has been enhanced orderly since July 2015, when China adopted a managed, floating exchange rate regime with reference to a basket of currencies instead of fixed exchange rate regime being pegged to the US dollar. In August 2015, China once again carried out the reform aiming at improving the central parity rate mechanism of RMB exchange rate against US dollar. Since then, the two-way volatility of RMB exchange rate has been normalized. As the price of home currency in the international market, the exchange rate can produce price and wealth effects along with its fluctuations, thereby resulting in distributional effect. On the one hand, owing to differentiated trade goods produced and consumed between rural and urban residents, the RMB exchange rate changes play a role in trade structure, industrial structure, employment structure and economic growth, and further in urban-rural income distribution pattern, by affecting import and export trade. On the other hand, the RMB exchange rate changes can affect types & amount of currencies that are possessed by urban-rural residents, and then have an important effect on cross-border capital investment. Especially with the internationalization of the RMB and the two-way opening-up of the financial market, the marketization of RMB exchange rate will be further heightened, thus it is no doubt that the effect of RMB exchange rate changes on income distribution will be strengthened.

As an important aspect of unequal income distribution, urban-rural income gap has always been a major concern of all circles in China. Under the dual urban and rural economic background, this paper theoretically depicts micro mechanism concerning the effect of RMB exchange rate changes on urban-rural income gap. Then it applies panel threshold regression model proposed by Hansen(1999) with provincial data during the period of 1994 to

2016 and endogenous grouping to empirically investigate asymmetric and regional heterogeneous features of the effect of RMB exchange rate changes on urban-rural income gap in 28 Chinese provinces. Our results show that the effect of real effective RMB exchange rate changes on urban-rural income gap is not fixed, but depends on changes in regional per capita income and the degree of trade openness, thereby being featured by asymmetry and regional heterogeneity. Specifically speaking, the appreciation (depreciation) of real effective RMB exchange rate can reduce (expand) the urban-rural income gap in the provinces with low income level & low trade openness as well as middle income level & high trade openness, but will expand (reduce) the urban-rural income gap in the provinces with high income level and high trade openness. However, the changes in the real effective RMB exchange rate do not have an obvious effect on the urban-rural income gap in the provinces with middle and high income levels and low trade openness.

Based on the conclusions of this paper, we can get the following enlightenment. Firstly, when formulating policies narrowing down the urban-rural income gap, Chinese governments should look upon the distribution effect of exchange rate changes and take different measures in different regions, to respond to the shock of exchange rate changes to urban-rural income gap. Secondly, to narrow down relative labor productivity gap between urban and rural areas is one of the important directions to alleviate income gap. Thirdly, in the process of expanding financial opening-up and trade openness, local governments should pay attention to the improvement of rural financial development and trade environment, and change the situation that rural areas cannot or will not enjoy the dividends of financial opening-up and trade openness to a greater extent, thereby providing conditions for narrowing down urban-rural income gap.

The contributions of this paper are as follows: firstly, the existing literature investigates urban-rural income gap mainly from the perspectives of macroeconomic development, policy differences and historical legacy, while this paper focuses on exchange rate changes, which would enrich the previous research; secondly, we utilize the panel threshold approach and further explore the regional heterogeneous feature of the effect of RMB exchange rate changes on urban-rural income gap through endogenous grouping according to the threshold value, which is helpful to examine the income distribution effect resulting from real exchange rate changes more comprehensively & objectively; thirdly, the theoretical and empirical analysis of this paper helps us to understand the intrinsic mechanism and external manifestation of the effect of RMB exchange rate changes on urban-rural income gap, and then provides some enlightenment for governments to make relevant policies to reduce urban-rural income gap.

**Key words:** exchange rate; income gap; panel threshold model; distribution effect

(责任编辑 景行)