第 39 卷 第 10 期　　财经研究　　Vol. 39 No. 10
2013 年 10 月　　Journal of Finance and Economics　　Oct. 2013

城乡融合、服务业增长与城乡居民收入差距
——基于新兴古典经济学的经验研究

周立群，王　向
（南开大学 经济学院，天津 300071）

摘　要：文章基于新兴古典经济学分析框架，构建了中国城乡分割条件下服务业发展与城乡收入差距变化的理论模型，并提出了随着城乡分割制度的消除，服务业的增长有利于缩小城乡居民收入差距的假设，然后利用省级面板数据证明了服务业发展有利于缩小城乡居民收入差距。此外，分位数回归中服务业的系数与动态面板回归具有相似性，不过在被解释变量的不同分位点上系数有所差异，在低分位点上服务业对城乡居民收入差距的负向作用更大。

关键词：城乡分割；服务业；城乡居民收入差距；新兴古典经济学
中图分类号：F291.1　**文献标识码**：A　**文章编号**：1001-9952(2013)10-0119-14

一、引　言

改革开放以来，中国经济保持了持续快速发展，人均 GDP 已经超过 5 000 美元，经济总量也跻身全球第二大经济体。同时，收入差距也在日益扩大，多种测算显示，中国的基尼系数已超过了国际警戒线。在此期间，中国经济经历着由传统经济向现代经济、计划经济向市场经济的双重转型，城乡收入差距是这一转型过程中重要的经济现象，而且这种转型也是造成中国收入差距扩大的重要原因（Kanbur 和 Zhang，1999；李实，2003）。

以城乡人均收入比和人均消费支出比反映的城乡收入差距显示，中国城乡收入差距在改革初期（1978－1985 年）短暂下降（从 2.57 降至 1.82），之后在波动中上升，当前城市居民人均收入是农村居民的 3 倍多，若将城市居民享受的各种公共福利优惠进行折算，城乡收入比会更高（李实，2003）。因此，对于处在转型关键时期的中国，日益严重的城乡收入差距问题已成为社会广泛关注的焦点，研究其背后的动力机制具有重大的现实意义。

收稿日期：2013-06-15
基金项目：国家社科基金重大项目（10ZD&027）；2012 年度银兴经济研究基金项目（2012RD013）
作者简介：周立群（1951－），男，山东青岛人，南开大学经济学院教授，博士生导师；
王　向（1986－），男，河北保定人，南开大学经济学院博士研究生。

近年来,有关城乡收入差距影响因素的研究日益深入。这些研究集中在政府政策及其内生障碍与城乡收入差距的关系上,从总体上看,陆铭和陈钊(2004)、程开明和李金昌(2007)等认为城乡分割的户籍制度及其伴随的偏向城市的经济政策是城乡收入差距扩大的重要原因。Shi等(2002)利用9个省份的健康和营养调查数据(CHNS)研究发现,户籍制度能够直接解释28%的城乡收入差距。李实(2003)将偏向城市的政策分解为城乡分割的行政管理制度、政府对农副产品价格的控制、农村居民承受不合理的税费负担、城乡劳动力市场分割和城市劳动力市场的封闭、社会福利和社会保障的歧视等。此外,章奇等(2004)、陈斌开等(2010)从金融过程的城市偏向、城乡教育水平差异角度分析了它们对城乡收入差距的影响。

另一支文献是基于重工业优先发展战略的研究。学者认为偏向城市的政策内生于中国重工业优先发展战略,进而造成城乡收入差距扩大(林毅夫等,1994;Kanbur和Zhang,2005)。林毅夫和刘培林(2003)、林毅夫和刘明兴(2003)分别使用中国面板数据和跨国数据检验了"重工业优先"发展战略对收入分配的作用。近来,陈斌开和林毅夫(2013)从理论和实证两个角度指出,重工业优先发展战略将导致单位资本吸纳的劳动力减少,城市化水平降低,农业从业人员增加,农村工资水平下降,城乡工资差距扩大。

以城乡户籍分割为核心的城市偏向政策源于改革开放前的重工业优先发展战略,为了保证农业生产有足够的劳动力、控制城市人口规模以及确保社会稳定,1957年我国建立了控制农村人口流动的户籍制度,与户口挂钩的人事、教育、医疗、社会保障等城市偏向政策随之确立。因此,改革开放前,城乡收入差距就已经存在。从20世纪70年代末开始我国逐渐放开城市户口,允许满足一定条件的农村户口转为城市户口,以及后来允许农民工进城务工等,这些政策有利于城乡劳动力市场的形成,促进城市经济的发展。但是,由于受到赶超战略遗留的制度障碍和城市利益集团的影响(陈钊和陆铭,2008),涉及城市户籍人口根本利益的户籍政策并没有改变,如教育、医疗、住房、社会保障等福利,城乡居民间仍然存在着显著的差异。

基于城市偏向政策,学者认为城市化是影响城乡收入差距的主要渠道。城市化对城乡收入差距产生多重效应:一方面,城市化有益于缩小城乡居民收入差距。农村劳动力流向城市,在增强城市劳动力竞争的同时减少了农村剩余劳动力,降低了城市劳动力均衡工资,提高了农村劳动生产率和收入;农民工将城市收入带回农村,增加农业投资和基础设施投入,改善农业生产条件,而且,随着城市规模效应的扩大,城市经济的辐射作用增强,对农产品的需求增加,从而促进农村经济发展(陆铭和陈钊,2004;程开明和李金昌,2007)。另一方面,陆铭和陈钊(2004)从户籍买卖、农地征用、上大学机会、城乡居民联姻、就业等方面分析指出,农村居民中较富裕的更有可能转为城镇居民,可能

扩大统计上的城乡收入差距。而城市规模效应对本地居民的影响更大，而且城市往往获得更多的基础设施投资等，不利于缩小城乡差距。基于重工业优先发展战略，陈斌开和林毅夫(2013)分析指出，赶超战略导致城市吸纳就业能力降低，低水平城市化通过限制劳动力市场扩大了城乡收入差距。

虽然城市偏向政策和城市化与城乡收入差距之间的关系已基本达成共识，但是由城市偏向政策衍生出来的其他经济因素对城乡收入差距的影响还没有得到充分讨论。其中，服务业增长与城乡收入差距的关系就是尚未深入研究的例子。国内外关于服务业发展与收入分配的研究主要集中在服务业发展对消除贫困、现代服务业造成的工资差异方面(Kassab,1993;Blum,2008)，而鲜有对城乡收入差距的分析。

很多研究指出城市化与服务业增长存在互动关系，因此，服务业可能是城市偏向政策和城市化影响城乡收入差距的重要中间环节。根据中国经济所处的阶段和产业结构状况，服务业仍然以劳动密集型行业为主，对农村劳动力有很强的吸纳能力，虽然进入城市的农村劳动力不能在城市落户，但是服务业增长有利于农村各种类型劳动者在城市就业，而制造业可能更多地需要年轻力壮的中青年劳动力。放松城乡人口管制，逐渐实现城乡公共政策均等化，不仅能加快城市化，还能减少农民工在全国各地流动的成本，从而更多地实现在服务业就业。所以，检验服务业增长对城乡收入差距的影响，不仅能加深对其消除城乡收入差距的理解，而且能够与产业升级联系起来。

二、理论模型

本文基于 Yang(2001)新兴古典经济学框架建立模型。新兴古典经济学最大的特点在于它复兴了古典分工理论，假设决策者同时是生产者和消费者，利用超边际方法分析分工收益和交易费用，从而解释经济现象。

假设经济中存在三种产品 x、y 和 s，x 为工业产品，y 为农产品，s 为实现 x 或者 y 交易的服务。这时个人既是生产者也是消费者，既可以自己生产 x 和 y，自给自足，也可以从市场上购买这些产品，因而存在个人专业化与交易费用的权衡。参考庞春(2010)的模型，个人的优化问题表示为：

$$\text{Max } U=[x+k(r+\delta r^{d})]^{\alpha}[y+k(r+\omega r^{d})]^{1-\alpha} \tag{1}$$

$$\text{s. t. } x^{p}=x+x^{s}=\text{Max}\{0,\phi(L_{x}-\alpha)\} \tag{2}$$

$$y^{p}=y+y^{s}=\text{Max}\{0,\eta(L_{y}-b)\} \tag{3}$$

$$r^{p}=r+r^{s}=\text{Max}\{0,\varepsilon(L_{r}-c)\} \tag{4}$$

$$L_{x}+L_{y}+L_{r}=1 \tag{5}$$

$$p_{x}(x^{s}-x^{d})+p_{y}(y^{s}-y^{d})+p_{r}(r^{s}-r^{d})=0 \tag{6}$$

在该优化系统中，式(1)为个人的效用函数，$x,y,r\geqslant 0$，$x^{d},y^{d},r^{d}\geqslant 0$，分别表示三种产品的自给量和需求量，$k\in(0,1)$，$\delta,\omega\in(0,1)$分别表示制度效率

系数和服务交易效率系数，不失一般性和为了简化计算，可设 $\alpha=0.5$；式(2)－式(4)中 $x^p,y^p,r^p\geqslant 0$，$x^s,y^s,r^s\geqslant 0$，分别表示三种产品的生产量和供给量，ϕ，$\eta,\varepsilon>0$，$a,b,c\in(0,1)$分别表示生产不同产品的效率系数和学习成本；$L_x,L_y,L_r\in[0,1]$，p_x,p_y,p_r 分别表示三种产品的劳动投入和市场价格。

求解该类优化问题，需要根据超边际方法和“文定律”(Yang,2001)分别针对自给自足、局部分工和完全分工三类结构求解均衡解。基于现实中专业化生产已经很广泛，而且为了简化分析步骤，这里只分析完全分工这一种结构，即三种产品都实现了专业化，个人或者专门生产 x 或者 y，或者专门提供交易量服务，从而求得 x，y，r 的生产量、自给量、供给量和需求量(见表 1)。

表 1　三种产品的生产、需求和供给

产品	生产量、自给量和供给	需求量	效用函数
生产 x	$x^p=\phi(1-a)$ $x^s=2\phi(1-a)/3$ $x=\phi(1-a)/3$	$y^d=\phi(1-a)p_x/3p_y$ $r^d=\phi(1-a)p_x/3p_r$	$U_x=\left[\left(\frac{\phi(1-a)}{3}\right)^3\frac{k\omega p_x^2}{p_y p_r}\right]^{1/2}$
生产 y	$y^p=\eta(1-b)$ $y^s=2\eta(1-b)/3$ $y=\eta(1-a)/3$	$x^d=\eta(1-b)p_y/3p_x$ $r^d=\eta(1-b)p_y/3p_r$	$U_y=\left[\left(\frac{\eta(1-b)}{3}\right)^3\frac{k\omega p_y^2}{p_x p_r}\right]^{1/2}$
提供交易服务 r	$r^p=\varepsilon(1-c)$ $x^s=\varepsilon(1-c)/2$ $r=\varepsilon(1-c)/2$	$x^d=\varepsilon(1-c)p_r/4p_x$ $y^d=\varepsilon(1-c)p_r/4p_y$	$U_r=\left[\left(\frac{\varepsilon(1-c)}{3}\right)^3\frac{k^2 p_r^2}{p_x p_y}\right]^{1/2}$

个人的决策要满足市场出清条件：$M_x x^s=M_y x^d+M_r x^d$，$M_y y^s=M_x y^d+M_r y^d$ 与 $M_r r^s=M_x r^d+M_y r^d$(M_x,M_y,M_r 表示生产 x，y，r 三种产品或服务的人数)。与庞春(2010)不同的是，本文重点研究城乡分割的户籍制度对服务业发展的影响，城市偏向政策的存在导致城乡居民之间在收入和公共福利等各方面存在严重不平等，从而效用均等条件为：$H(k)U_x=U_y=U_r$，即用效用表示的真实收入水平，城市现代部门个人的真实收入是主要生产农产品的个人的 H(k)倍数，这个倍数随着制度效率 k 的改进而变化，如果主要强调城乡分割制度逐步消除的话，$H(k)\in(1,\infty)$是 k 的减函数，$k\in(0,1)$。

利用上述两类条件，可以求得服务产品 r 与 x，y 的均衡相对人数，x 与 y 的均衡相对人数，以及三者之间的相对均衡价格：

$$\frac{M_r}{M_x}=H(k)^{-2/3}\left[\frac{\varepsilon(1-c)k}{4\omega}\right]^{1/3},\ \frac{M_r}{M_y}=H(k)^{-2/3}\left[\frac{\varepsilon(1-c)k}{4\delta}\right]^{1/3}$$

$$\frac{M_x}{M_y}=H(k)^{2/3}\left[\frac{\omega}{\delta}\right]^{1/3} \tag{7}$$

$$\frac{p_r}{p_x}=H(k)^{2/3}\frac{\varphi(1-a)}{3}\left[\left(\frac{4}{\varepsilon(1-c)}\right)^4\frac{\omega}{k}\right]^{1/3}$$

$$\frac{p_r}{p_y}=H(k)^{2/3}\frac{\eta(1-b)}{3}\left[\left(\frac{4}{\varepsilon(1-c)}\right)^4\frac{\delta}{k}\right]^{1/3} \tag{8}$$

$$\frac{p_x}{p_y}=H(k)^{-2/3}\frac{\eta(1-b)}{\varphi(1-a)}\left(\frac{\delta}{\omega}\right)^{1/3}$$

将式(8)代入表1效用函数与效用均等条件，得到城乡个人收入：

$$U_x=\left[\left(\frac{\delta}{\omega}\right)^{1/3}\frac{\eta\varphi(1-a)(1-b)}{9}\left(\frac{\varepsilon(1-c)}{4}\right)^{4/3}\right]H(k)^{-2/3}k^{2/3}$$

$$U_y=U_r=H(k)U_x=\left[\left(\frac{\delta}{\omega}\right)^{1/3}\frac{\eta\varphi(1-a)(1-b)}{9}\left(\frac{\varepsilon(1-c)}{4}\right)^{4/3}\right]H(k)^{1/3}k^{2/3} \tag{9}$$

为方便分析k的变化对服务业发展及其对城乡收入的影响，这里设H(k)=1/k。将其代入式(7)－式(9)并求导得到：

$$\partial(M_r/M_x)/\partial k=(\varepsilon(1-c)/4\omega)^{1/3}>0$$

$$\partial(M_r/M_y)/\partial k=(\varepsilon(1-c)/4\delta)^{1/3}>0 \tag{10}$$

$$\partial U_x/\partial k=4k^{1/3}/3,\ \partial U_y/\partial k=\partial U_r/\partial k=k^{-2/3}/3$$

式(10)意味着如下命题成立：随着城乡分割制度的逐渐消除，服务业不断发展，同时城乡收入差距不断缩小。

由于服务业发展与城乡收入差距缩小是城乡分割制度消除过程中共生的现象，而城乡分割制度的消除本身并不能直接作用于城乡收入差距，它必须通过诸多经济活动才能实现，其中具有较强劳动力吸纳能力的服务业发展可能是重要的环节。因此我们提出，随着城乡分割的消除，除了公共福利均等化外，通过服务业发展吸纳更多的农村剩余劳动力，可能是缩小城乡收入差距的重要渠道。

三、检验方法与数据

（一）检验方法

本文首先建立如下基本的面板数据模型：

$$CXI_{i,t}=\alpha_0+\beta_0 Serlab_{i,t}+\sum_{l=1}^{k}\beta_l X_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \tag{11}$$

其中，被解释变量CXI_{it}表示第i个省份第t年的城乡居民收入差距，β_0和β_l为核心变量服务业发展$Serlab_{it}$和控制变量$X_{i,t}(l=1,2,\cdots,k)$的系数，a_0为个体间共同的截距项，λ_i为个体效应，μ_t为时间效应，ε_{it}为随机误差项。

为了选择最合适的模型形式，需要对面板数据模型的混合效应、个体固定效应和随机效应进行判断。对于混合效应和个体固定效应，采用F检验；对于混合效应和个体随机效应，使用检验个体效应的LM检验；对于个体固定效应和随机效应，使用Hausman检验，若原假设成立，则随机效应更有效。

考虑到不同省份难以量化或难以观测到的因素如地理位置、历史文化等也会对各省城乡收入差距产生影响，导致各省城乡收入差距的差异，甚至这些因素可能与其他解释变量有较强的相关性，造成内生性问题，对此，一般选择被解释项的滞后变量作为遗漏变量的代理变量，由此构建如下动态面板数据模型：

$$CXI_{i,t}=\alpha_0+a_1 CEI_{i,t-1}+\beta_0 Serlab_{i,t}+\sum_{l=1}^{k}\beta_l X_{i,t}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

对于动态面板数据模型，估计方法已经比较成熟，一般采用广义矩估计(GMM)方法，具体有“差分GMM”和“系统GMM”估计方法。虽然差分GMM将因变量的更高阶滞后项作为差分方程的工具变量，克服了“动态面板偏差”(Arellano和Bond，1991)，但是它存在弱工具变量、信息损失等问题，为了克服这些问题，Blundell和Bond(1998)建立了结合差分GMM和水平GMM的方程系统，即系统GMM，因而系统GMM估计方法具有更高的有效性。此外，为了检验工具变量是否有效，用Sargan检验判断是否存在过度识别，用Bond命令判断差分残差项是否存在二阶序列自相关。

另外，为了检验处于条件分布不同位置的城乡居民收入差距，服务业发展是否对其产生了不同影响，本文还使用了分位数回归模型。分位数回归最早由Koenker和Bassett(1978)提出，是估计一组解释变量与被解释变量的分位数之间线性关系的方法，是对传统均值回归的拓展。它对变量在任何分位点上进行回归，可以得到一组估计参数，并将不同分位点上的参数进行对照，从而检验不同分位点上解释变量的影响是否相同。此外，分位数回归还具有强稳健性、对异常值耐抗性和大样本渐近优良性等优点。

(二)变量与数据

1. 被解释变量。城乡居民收入比(CXI)，即城镇人均实际可支配收入与农村人均纯收入之比，数据来自CCER中国经济金融数据库。另外，为了检验计量回归的稳健性，并回应城乡收入比作为城乡收入差距指标的争议，本文还使用了Theil指数，参考孙永强等(2011)的方法，具体计算公式为：

$$Theil_{i,t}=\sum_{j=1}^{2}\left(\frac{R_{ij,t}}{R_{i,t}}\right)\ln\left(\frac{R_{ij,t}}{R_{i,t}}\Big/\frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}}\right) \quad (13)$$

其中，$j=1,2$分别表示城镇和农村，$R_{ij,t}$是第i个省t年城镇或者农村的总收入，$R_{i,t}$是第i个省t年居民的总收入，$P_{ij,t}$是第i个省t年城镇或者农村的总人口，$P_{i,t}$是第i个省t年的总人口。由于同时考虑城乡收入差距和人口结构变化，Theil指数可能更符合中国二元经济的现实(王少平和欧阳志刚，2008)。

2. 核心解释变量。一般采用服务业增加值占GDP的比重，或者服务业就业在总就业中的比重(Serlab)作为服务业发展水平的衡量指标。根据上文的理论分析，服务业对城乡收入差距的影响主要是通过吸纳农村剩余劳动力。因此，服务业就业比重比增加值更适于本文分析。数据来自《新中国六十年统计资料汇编》和各

省统计年鉴。由于服务业的统计比农业和制造业有更多的困难,尤其是很难将农民工的流动作业活动统计在内,因此,正式统计中可能低估了服务业就业比重。

3. 控制变量。还有其他重要变量影响城乡居民收入差距,通过多重共线性检验,本文选择的控制变量有:城镇化率(Urban),用城镇人口占总人口的比重表示,数据来自《新中国六十年统计资料汇编》和 2011 年《中国统计年鉴》;人均实际 GDP(pergdp),数据来自 CCER 中国经济金融数据库;受教育水平(Edu),用人均受教育年限表示,基于《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》各期数据计算得到;非国有经济发展(NSOE),数据源于樊纲等编制的历年各地市场化进程报告;财政支出占比(lnfiscal),各省政府财政支出占地方 GDP 比重;财政支农比重(lnagri),各省财政支出中用于农业支出的比重,这里的农业支出包括支援农村生产支出、农业综合开发支出和农林水利气象等部门事业费;财政文教支出(lnculture),各省财政支出中用于科教文卫方面的支出比重,包括文体广播事业费、教育事业费、科学事业费和卫生经费,这三个财政指标数据来自各省统计年鉴;对外开放水平(FDI),用中国外商直接投资占 GDP 的比重表示,其中外商直接投资额经过汇率换算,数据来自 CCER 中国经济金融数据库。

表 2　变量描述性统计

变量	变量说明	样本量	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
CXI	城乡人均收入比	360	2.939	2.840	0.636	4.759	1.623
Theil	泰尔指数	360	0.056	0.054	0.026	0.128	0.009
Serlab	服务业就业比重	360	31.127	30.470	8.968	73.780	11.690
Urban	城市化率	360	42.662	40.550	15.635	88.600	14.040
pergdp	人均实际 GDP	360	7 837.79	6 033.74	5 736.24	34 186.56	1 386.05
Edu	人均受教育年限	360	7.926	7.921	0.984	11.173	4.906
NSOE	非公有企业就业	360	6.054	5.565	3.051	13.730	0.000
fiscal	财政支出/GDP	360	15.716	14.60	6.531	45.00	5.70
agri	财政支农比重	360	7.444	7.270	2.924	17.090	1.600
culture	财政中文教类比重	360	23.864	23.90	3.488	34.150	15.51
FDI	外商直接投资/GDP	360	3.139	2.300	2.789	15.170	0.090

最后,为了控制变量的异方差性,本文取各变量的对数形式用于模型回归。各变量原始数据的描述性统计见表 2,这些变量经过多重共线性检验,方差膨胀因子远小于 10。

四、估计结果与分析

(一)基本回归

F 检验和 LM 检验说明模型中应该包含个体效应,Hausman 检验拒绝了

原假设,表明固定效应模型具有有效性。为了显示回归结果的稳健性,表 3 同时列出了随机效应和固定效应的估计结果。其中,列(1)—列(4)是随机效应的逐项回归,列(5)—列(8)是固定效应的逐项回归。

从回归结果的显著性看,随机效应模型中的服务业发展有三个都通过了10%显著性水平的检验,两类模型的回归系数都为负,但固定效应模型中没有通过显著性检验。城镇化进程的回归结果很不稳定,不仅显著性多变,而且系数符号也不一致。根据前文分析,服务业与城市化之间存在互动关系,不仅为服务业增长提供了理想空间和规模效应,反过来,服务业发展也会提升城市的竞争力。因此,为了显示二者之间的关系,在回归中加入了它们的交互项(lnSerlab×lnUrban),但是其回归系数为正,同时不显著,而且降低了模型总体的显著性,表明城市化并没有通过服务业吸纳农民工就业缩小城乡收入差距。

表 3 服务业增长与城乡居民收入差距静态(1998—2009 年)

	随机效应				固定效应			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnSerlab	−0.13*	−0.13	−0.19***	−0.20***	−0.04	−0.37	−0.09	−0.07
	(−2.38)	(−0.61)	(−3.50)	(−3.96)	(−0.79)	(−1.83)	(−1.82)	(−1.33)
lnUrban	0.18***	0.18	0.13***	0.05	0.20***	−0.10	0.13***	0.08**
	(6.46)	(0.95)	(4.45)	(1.90)	(7.66)	(−0.57)	(5.10)	(2.87)
lnpergdp	0.11***	0.11***	0.06***	0.07***	0.10***	0.09***	0.05**	0.08***
	(7.00)	(6.65)	(3.30)	(3.46)	(6.89)	(5.87)	(3.08)	(4.45)
lnSerlab ×lnUrban		0.0013				0.0946		
		(0.02)				(1.69)		
lnEdu			0.35**	0.26*			0.55***	0.47***
			(3.24)	(2.56)			(5.61)	(4.84)
lnFDI			−0.05***	−0.05***			−0.03**	−0.03***
			(−5.85)	(−6.19)			(−3.22)	(−3.66)
lnNSOE			0.04***	0.04***			0.02*	0.03*
			(3.54)	(3.42)			(2.14)	(2.36)
lnfiscal				0.21***				0.09**
				(7.84)				(3.14)
lnculture				0.04**				0.05***
				(2.89)				(4.51)
lnagri				−0.007				−0.014
				(−0.52)				(−1.23)
截距项	−0.14	−0.12	−0.06	−0.21	−0.39**	0.72	−0.69***	−0.98***
	(−1.13)	(−0.16)	(−0.31)	(−1.12)	(−3.57)	(1.07)	(−4.00)	(−5.16)
组内 R^2	0.56	0.56	0.61	0.66	0.58	0.58	0.64	0.69
样本数	360	360	359	329	360	360	359	329

注:括号内为 t 统计值,*、** 和 *** 分别表示系数在 1%、5%和 10%水平上显著,下表同。

在控制变量方面,人均实际 GDP 的回归系数为正,表明经济发展与城乡收入差距正相关,这与已有的研究结论相悖(陈斌开和林毅夫,2013);受教育水平提高不利于缩小城乡收入差距,这与中国城乡教育不平等有关,教育不平等是导致城乡劳动者人力资本差异的直接原因,从而造成收入差距;FDI 的回归系数为负,表明外商直接投资有利于缩小城乡收入差距,其中的机制可能是,长期以来

中国坚持出口导向型经济模式，鼓励外资进入，将外国丰富的资本、先进的技术和管理与中国廉价的劳动力相结合，使农村剩余劳动力得以充分流动；非国有经济的发展不利于缩小城乡差距，可能是市场化进程更有益于城镇居民（陈斌开和林毅夫，2013）。最后是三个财政指标，其中财政支出占比的高低表明政府控制经济资源的多寡，即政府参与经济活动的深度，表3中其回归系数为正，说明政府过多参与经济活动拉大了城乡居民收入差距；而财政支农比重和财政文教支出反映财政支出结构的变化，2003年以后支农比重有所上升，估计结果显示财政支农比重有利于缩小城乡居民收入差距；财政文教支出的回归系数为负，表明在这方面仍然存在严重的城市偏向（陆铭和陈钊，2004）。

表4给出了式（12）动态面板模型的回归结果，同时列出了差分GMM和系统GMM两种估计结果，其中列（1）—列（4）是差分GMM回归，列（5）—列（8）是系统GMM回归。在模型有效性方面，Sargan检验表明不存在过度识别，而序列相关性检验表明，差分残差项不存在二阶序列相关，而且被解释变量一阶滞后项非常显著，都说明动态模型较静态模型更有效。

表4　服务业增长与城乡居民收入差距动态分析（1998—2009年）

	差分GMM				系统GMM			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
L.lnCXI	0.69***	0.68***	0.70***	0.69***	0.82***	0.79***	0.82***	0.78***
	(47.72)	(39.60)	(24.35)	(37.37)	(83.07)	(65.66)	(33.64)	(37.24)
lnSerlab	−0.03***	−0.08***	−0.05***	−0.06***	−0.07***	−0.08***	−0.08***	−0.07***
	(−3.89)	(−3.58)	(−3.55)	(−4.68)	(−5.59)	(−4.69)	(−4.68)	(−4.41)
lnpergdp	−0.01***	−0.003	−0.01***	−0.01***	−0.01***	−0.01***	−0.01***	−0.03***
	(−3.88)	(−0.43)	(−5.85)	(−4.25)	(−9.19)	(−4.19)	(−5.69)	(−4.34)
lnUrban	0.06***	0.26	0.05**	0.07***	0.02**	0.19	0.03*	0.04*
	(5.23)	(0.90)	(2.84)	(4.65)	(2.61)	(1.23)	(2.18)	(2.34)
lnSerlab×lnUrban		−0.06				−0.05		
		(−0.70)				(−1.06)		
lnEdu			0.03	0.02			0.02	0.03
			(0.56)	(0.33)			(0.45)	(0.51)
lnFDI			−0.004	−0.004			−0.011**	−0.009*
			(−1.62)	(−1.31)			(−2.75)	(−2.17)
lnNSOE			0.008	0.011*			0.002	0.005
			(1.67)	(2.39)			(0.47)	(1.41)
lnfiscal				0.007				0.014
				(0.74)				(1.39)
lnagri				−0.001				0.0007
				(−0.28)				(0.16)
lnculture				0.001				0.039**
				(0.08)				(3.06)
截距项	0.31***	−0.42	0.34***	0.41***	0.49***	−0.17	0.51***	0.37***
	(23.11)	(−0.41)	(4.13)	(5.29)	(18.21)	(−0.29)	(7.43)	(3.85)
Sargan	0.9986	0.9986	0.9994	0.9998	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
AR(2)	0.2033	0.2066	0.1390	0.1500	0.2337	0.2283	0.1343	0.1198
样本数	300	300	299	299	330	330	329	329

注：Sargan检验和AR（2）所在行的数值是对应的P值。

被解释变量一阶滞后项的估计系数较大且非常显著，说明城乡收入差距具有较强的惯性。核心解释变量服务业增长对城乡居民收入差距有显著的负

向作用,服务业每增长 1 个百分点,城乡收入比降低 0.07 个百分点。对于城镇化变量,两种回归的结果都为正,但是总体不稳健。服务业与城镇化的交互项系数为负,不过没有通过显著性检验。另外,在 GMM 回归中,以列(8)为例,人均实际 GDP 的估计系数为负,不仅符合预期,而且与已有研究结论相似,进一步说明动态分析的优越性;其他控制变量的估计系数符号与表 3 相同,但是只有外商直接投资和财政文教支出通过了显著性检验。

(二)稳健性检验

测度城乡收入差距有多种方法,城乡收入比是最为常用的,但是城镇居民可支配收入存在严重低估问题(李实,2003),正如上文所述,同时考虑城乡二元经济结构和人口结构的 Theil 指数可能较城乡收入比更合适。为了检验上述回归结果的稳健性,表 5 是以 Theil 指数作为被解释变量的回归结果。

表 5 Theil 指数表示城乡居民收入差距的回归结果(1998—2009 年)

	随机效应		固定效应		差分 GMM		系统 GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
L.lnTheil					0.635***	0.624***	0.791***	0.690***
					(19.34)	(16.00)	(24.13)	(17.67)
lnSerlab	−0.0398***	−0.0028**	−0.0213***	−0.0033***	−0.0022	−0.0024***	−0.0008	−0.0021***
	(−6.63)	(−3.22)	(−3.42)	(−3.70)	(−1.15)	(−5.54)	(−0.29)	(−6.26)
lnUrban	0.0209***	−0.0097***	0.0233***	−0.0101***	0.0117***	−0.0105***	0.0081***	−0.0097***
	(5.74)	(−18.00)	(6.95)	(−18.32)	(4.99)	(−16.41)	(3.48)	(−14.04)
lnTheil ×lnUrban		0.276***		0.279***		0.283***		0.276***
		(135.60)		(123.50)		(207.12)		(141.55)
lnpergdp	−0.0002	−0.0009**	0.0006	−0.0009**	−0.0048***	−0.0015***	−0.0083***	−0.0009***
	(−0.10)	(−2.82)	(0.26)	(−3.16)	(−5.54)	(−6.38)	(−9.72)	(−5.53)
lnEdu	0.0052	0.0046**	0.0411**	0.0042*	0.0158*	0.001	0.0188***	0.0019**
	(0.42)	(2.71)	(3.29)	(2.31)	(2.06)	(1.61)	(4.73)	(3.20)
lnFDI	−0.0078***	−0.0003*	−0.0049***	−0.0003*	−0.0006***	−0.0002***	−0.0001	−0.0001*
	(−7.88)	(−1.96)	(−4.91)	(−2.21)	(−3.47)	(−4.32)	(−0.33)	(−2.21)
lnNSOE	0.0063***	−0.0006**	0.0039**	−0.0005*	0.0021***	0.0000	0.0024***	−0.0004***
	(4.40)	(−2.91)	(2.81)	(−2.43)	(3.91)	(0.50)	(5.84)	(−4.25)
lnfiscal	0.0198***	0.0004	0.0059	0.0004	0.0011	0.0008***	0.0054***	0.0003
	(7.05)	(1.01)	(1.83)	(0.82)	(0.56)	(5.95)	(3.91)	(1.76)
lnagri	0.0016	−0.0002	0.0006	−0.0000	−0.0015*	0.0000	−0.0014*	0.0000
	(0.95)	(−1.11)	(0.38)	(−0.04)	(−2.49)	(0.29)	(−2.33)	(0.98)
lnculture	−0.0154**	0.0003	−0.0187***	0.0002	0.0011	−0.0004***	0.0058***	0.0001
	(−3.06)	(0.47)	(−3.97)	(0.26)	(0.83)	(−3.62)	(4.89)	(0.77)
截距项	0.093***	0.043***	−0.009	0.047***	0.036**	0.057***	0.063***	0.047***
	(3.86)	(12.93)	(−0.36)	(12.99)	(3.02)	(27.40)	(8.59)	(21.34)
组内 R^2	0.51	0.57	0.56	0.57				
Sargan 检验					0.9995	0.9998	1.0000	1.0000
AR(2)					0.1131	0.2346	0.1386	0.2763
样本数	359	359	359	359	299	299	329	329

从表 5 可以看出,服务业增长对城乡收入差距的影响为负,这与表 3、表 4 结果相同,说明服务业增长与城乡收入差距的关系是稳健的。城镇化变量的

估计结果很显著，但是系数符号不稳定，而且服务业与城镇化的交互项的系数显著为正，这与表 4 相反，也不符合城镇化通过服务业增长缩小城乡居民收入差距的预期。此外，与表 4 相比，人均 GDP、受教育水平、FDI 和财政支出占比对城乡居民收入差距的影响具有一定的稳健性。

（三）分位数回归

由于地理、历史文化和政策等原因，中国经济发展水平存在明显的地区差距，再加上方法的可行性，很多研究经常针对某类经济问题将东部、中部和西部三个地区区分开来分析，而且有些研究确实具有重要的现实意义。然而，考虑到大量农村劳动力的流动性，尤其是大批中西部农民工在东部沿海省市就业，如果将能够吸纳大量农民工的服务业也分地区研究，其回归结果必定存在偏颇，因为东部地区的服务业增长并没有反映到中西部地区城乡居民收入差距的变化上。

表 6　分位数回归结果（1998—2009 年）

	RE	分位点						
		0.1	0.15	0.25	0.5	0.75	0.85	0.9
lnSerlab	−0.20***	−0.12	−0.09***	−0.03	−0.01***	−0.05	−0.02***	−0.02
	(−3.96)	(−0.29)	(−4.65)	(−0.58)	(−5.53)	(−0.47)	(−4.46)	(−0.19)
lnUrban	0.05	0.07	0.07***	0.09**	0.13***	0.11	0.07***	0.06
	(1.90)	(0.27)	(5.94)	(3.24)	(1.15)	(1.75)	(21.71)	(1.75)
lnpergdp	0.07***	0.04	0.06***	0.05	0.07***	0.07*	0.03***	0.04
	(3.46)	(0.23)	(4.75)	(1.94)	(8.61)	(2.37)	(24.39)	(1.89)
lnEdu	0.26*	0.67	0.46***	0.55***	0.29***	0.29	0.37***	0.17
	(2.56)	(0.76)	(11.20)	(5.47)	(6.75)	(1.60)	(44.00)	(1.36)
lnFDI	−0.05***	−0.04	−0.04***	−0.03**	−0.02***	−0.02	−0.02***	−0.03**
	(−6.19)	(−0.47)	(−11.20)	(−3.15)	(−4.64)	(−1.38)	(−35.27)	(−3.30)
lnNSOE	0.04***	0.04	0.06***	0.04***	0.03***	0.03	0.04***	0.04**
	(3.42)	(0.37)	(11.54)	(3.36)	(4.87)	(1.63)	(37.93)	(3.16)
lnfiscal	0.21***	0.13	0.09***	0.08*	0.08***	0.04	0.10***	0.11**
	(7.84)	(0.40)	(7.45)	(2.28)	(6.44)	(0.70)	(37.30)	(3.05)
lnagri	−0.007	−0.001	−0.006	−0.010	−0.016***	0.002	0.009***	−0.021*
	(−0.52)	(−0.01)	(−1.17)	(−0.67)	(−2.97)	(0.13)	(11.20)	(−2.06)
lnculture	0.04**	0.08	0.09***	0.06***	0.04***	0.04	0.02***	0.004
	(2.89)	(0.49)	(12.75)	(4.00)	(7.39)	(1.60)	(16.75)	(0.29)
截距项	−0.21	−1.53	−1.26***	−1.54***	−1.38***	−1.02*	−0.90***	−0.56
	(−1.12)	(−0.58)	(−10.98)	(−5.91)	(−1.36)	(−2.33)	(−43.52)	(−1.90)
组内/伪 R^2	0.56	0.74	0.75	0.76	0.79	0.81	0.83	0.83
样本数	329	329	329	329	329	329	329	329

注：伪 R^2（Pseudo R-squared）是与最小二乘回归中拟合优度相对应的概念，它用残差绝对值的加权之和度量某个分位数上的回归效果。

与分地区研究不同，本文使用分位数回归方法研究解释变量在不同分位点上对被解释变量的影响，不涉及地区分割造成的服务业回归偏差。表 6 给出了 0.1—0.9 之间 7 个分位点与随机效应（RE）回归结果，其中分位数回归加入了地区虚拟变量，这相当于面板数据模型中的个体效应回归。

从表 6 中可以看到，服务业增长的分位数回归与表 4 的动态回归系数具

有相似性，不过在被解释变量的不同分位点上，系数有所不同，0.1和0.15分位点上服务业增长对城乡居民收入差距的负向作用更大，之后逐渐变小，即服务业增长的作用减弱。这种变化是面板数据模型所不能反映的。另外，值得强调的是，由于是对变量的分位点拟合，更加符合其不同分位点上的变化趋势，所以，伪 R^2 较大。

五、结论与政策含义

本文基于新兴古典经济学分析框架，构建了中国城乡分割条件下服务业发展与城乡收入差距变化的理论模型，并提出随着城乡分割制度的逐渐消除，交易型服务业的增长有利于缩小城乡居民收入差距的假说。本文利用1998－2009年省级面板数据对该假说进行了检验，静态面板和动态面板模型回归结果都表明，以就业比重衡量的服务业增长有利于缩小城乡居民收入差距。然而，城镇化在多次回归中的显著性和估计系数符号都不稳定。另外，分位数回归结果显示，服务业增长系数与动态面板回归系数具有相似性，但在被解释变量的不同分位点上，系数有所不同，0.1和0.15分位点上服务业对城乡居民收入差距的负向作用更大，之后逐渐变小，即服务业增长的作用减弱。

改革开放以来，尽管户籍制度至今没有根本消除，但是与户籍相联系的其他政策有所放松，尤其是允许农村劳动力在城市就业、居住政策的建立，促使大量农村剩余劳动力涌入城市，在城市的制造业和服务业就业。中国服务业尽管在改革后表现出快速增长，但是仍然以传统服务业（餐饮、零售、交通运输、娱乐休闲等）为主，这些服务都是劳动密集型的，非常有利于吸纳低端劳动力，从而有利于农民工就业，最后农民工将所得收入带回农村，有助于缩小城乡收入差距。而城镇化对城乡收入差距的影响更为复杂，正如引言中所述，它既可能通过城市经济（包括服务业和制造业）发展吸纳农民工就业，也存在城市福利更偏向城市居民、富裕农民更容易转化为市民的问题，从而城市化进程对缩小城乡收入差距具有不确定性，因而影响了服务业与城镇化交互项的显著性。

此外，人均GDP与城乡收入差距负相关，说明城乡收入差距具有阶段性，随着中国经济继续发展，经济成果将会更加均等地惠及城乡居民。外商直接投资使中国通过加工贸易参与国际分工，中国劳动力优势得以发挥，抑制了城乡收入差距扩大。教育和财政支出占比与城乡收入差距正相关，表明中国政府在教育和财政支出上仍然存在着严重的城市偏向，这在一定程度上也是城乡分割制度的组成部分，扩大了城乡居民的收入差距。另外，分位数回归结果显示，在0.1和0.15分位点上，服务业增长对城乡居民收入差距的负向作用更大，之后减弱，但总体上服务业增长是缩小城乡收入差距的重要因素。

中国服务业的发展和结构优化是经济发展方式转变和产业结构调整的

重要内容，而且它通过吸纳农村劳动力就业，有利于缩小城乡收入差距。因此，继续消除城乡分割的制度性障碍，加快城乡一体化步伐，为服务业发展提供更宽松和优惠的政策条件，使劳动密集型服务业在向现代服务业在转化的同时实现快速增长，不论是对经济长期发展还是对社会稳定都具有重要意义。

主要参考文献：

[1]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.

[2]陈斌开，张鹏飞，杨汝岱.政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J].管理世界，2010，(1)：36－43.

[3]陈钊，陆铭.从分割到融合：城乡经济增长与社会和谐的政治经济学[J].经济研究，2008，(1)：21－32.

[4]程开明，李金昌.城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析[J].数量经济技术经济研究，2007，(7)：116－125.

[5]李实.中国个人收入分配研究回顾与展望[J].经济学(季刊)，2003，(2)：379－403.

[6]林毅夫，蔡昉，李周.中国的奇迹：发展战略与经济改革[M].上海：上海三联书店和上海人民出版社，1994.

[7]林毅夫，刘培林.中国的经济发展战略与地区收入差距[J].经济研究，2003，(3)：19－25.

[8]林毅夫，刘明兴.中国经济的增长收敛与收入分配[J].世界经济，2003，(8)：3－14.

[9]陆铭，陈钊.城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J].经济研究，2004，(6)：50－58.

[10]庞春.服务经济的微观分析——基于生产与交易的分工均衡[J].经济学(季刊)，2010，(3)：961－984.

[11]孙永强，巫和懋.出口结构、城市化与城乡居民收入差距[J].世界经济，2012，(9)：105－120.

[12]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)：44－55.

[13]章奇，刘明兴，陶然，等.中国的金融中介增长与城乡收入差距[R].工作论文，2004.

[14]Arellano M，Bond S. Some tests of specification for panel data：Monte Carlo evidence and an application to employment equations [J]. Review of Economic Studies，1991，58(2)：277－297.

[15]Blum B S. Trade，technology，and the rise of the service sector：The effects on US wage inequality [J].Journal of International Economics，2008，74(2)：441－458.

[16]Blundell R，Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. Journal of Economics，1998，87(1)：115－143.

[17]Kanbur R，Zhang X. Which regional inequality? The evolution of rural-urban and inland-coastal inequality in China from 1983 to 1995 [J]. Journal of Comparative Economics，1999，27(4)：686－701.

[18]Kassab C. Income and inequality:The role of the service sector in the changing distribution of income [M]. Westport, Connecticut: Greenwood Press, 1992.

[19]Koenker R, Hallock K. Quantile regression:An introduction [J]. Journal of Economic Perspectives, 2001, 15(4): 143—156.

[20]Shi X, Sicular T, Zhao Y. Analyzing urban-rural income inequality in China [R]. Paper presented at the International Symposium on Equity and Social Justice in Transitional China,2002.

[21]Yang X. Economics: New classical versus neoclassical frameworks [M].New York: Blackwell Publishers, 2001.

Urban-rural Integration, the Growth of Service Industry and Urban-rural Income Gap: An Empirical Research Based on New Classical Economics

ZHOU Li-qun, WANG Xiang

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

Abstract: Based on the analytical framework of new classical economics, this paper constructs a theoretical model of the relationship between the development of service industry and the change in urban-rural income gap under urban-rural segmentation, and puts forward the hypothesis that the growth of service industry is conducive to the decrease in urban-rural income gap with the elimination of urban-rural segmentation system. Then it confirms the contribution of the development of service industry to the decrease in urban-rural income gap by the provincial panel data. In addition, the quantile regression shows that the coefficient of service industry is similar with the one of dynamic panel regression, but varies with different quantile points of the dependent variable, namely the negative role of service industry in urban-rural income gap is greater at low quantile point.

Key words: urban-rural segmentation; service industry; urban-rural income gap; new classical economics

(责任编辑　周一叶)