

Spatial Panel Analysis of the Impact of Labor Quality and Income Gap on China's Economy

Lijun Meng*, Xijian Hu#

College of Mathematics and System Sciences, Xinjiang University, Urumqi Xinjiang
Email: #13619943205@163.com

Received: Mar. 19th, 2018; accepted: Apr. 9th, 2018; published: Apr. 16th, 2018

Abstract

Labor quality, income gap between urban and rural areas and the level of urbanization have dynamic relationship between the impact of the relationship between these three analysis is helpful to help us sort out the deep relationship between the three, and thus for China's economic growth, social stability and sustainable development to provide some ideas. Based on the panel data of 31 provinces, autonomous regions, and municipalities in China from 2005 to 2015, this paper studies the impact of labor quality, urban-rural income disparity and urbanization level on the quality of regional economic growth based on the spatial econometric model. The empirical results show that labor force quality and urban-rural income. The gap and the level of urbanization have a significant impact on China's economic growth. Among them, the quality of labor and urbanization has a significant positive effect on economic growth, and the negative impact of urban-rural income disparity on economic growth is greater.

Keywords

Labor Quality, Income Gap between Urban and Rural Areas, Urbanization Level, Space Panels, Economic Impact

劳动力质量、收入差距对中国经济影响的空间面板分析

孟丽君*, 胡锡健#

新疆大学数学与系统科学学院, 新疆 乌鲁木齐
Email: #13619943205@163.com

收稿日期: 2018年3月19日; 录用日期: 2018年4月9日; 发布日期: 2018年4月16日

*第一作者。
#通讯作者。

摘要

劳动力质量、城乡收入差距和城市化水平之间存在动态影响关系,对这三者之间的关系进行分析,有利于帮助我们理清这三者之间的深层次关系,进而为中国经济增长、社会稳定以及可持续发展提供一定思路。本文基于中国31个省、自治区、直辖市的2005~2015年相关面板数据,采用空间计量经济模型方法研究了劳动力质量、城乡收入差距和城市化水平对地区经济增长质量的影响,通过实证结果得到劳动力质量、城乡收入差距和城市化水平显著影响我国经济增长。其中劳动力质量和城市化水平对经济增长有显著的正效应,城乡收入差距对经济增长的负面影响较大。

关键词

劳动力质量, 城乡收入差距, 城市化水平, 空间面板, 经济影响

Copyright © 2018 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

十九大上习总书记强调,人才是实现民族振兴、赢得国际竞争主动的战略资源。要坚持党管人才原则,聚天下英才而用之,加快建设人才强国……以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局,加快农业转移人口市民化。到第二个一百年奋斗目标完成时,城乡区域发展差距和居民生活水平差距显著缩小,基本公共服务均等化基本实现,全体人民共同富裕迈出坚实步伐……因此研究劳动力质量、城乡收入差距和城市化水平对经济增长的关系具有重要的意义。

目前,关于劳动力质量、城乡收入差距和城市化水平与区域经济发展的研究积累了不少成果。钞小静、沈坤荣[1]将二元经济结构特征引入跨期模型对中国30个省、自治区、直辖市17年的面板数据进行分析,得到城乡收入差距通过劳动力质量影响了中国的长期经济增长;常伟蔚、侯泽等[2]通过协整分析发现城乡收入差距的拉大对于当前广西的发展是不利的;王德文[3]通过对1978~2003年的全国和分省数据进行回归分析,得出经济增长对城乡差距的影响可分为两个阶段:1980~1990年的经济增长具有收入均等化效应,1990年以来的经济增长不具有收入均等化效应,经济高速增长带来的成果并没有让城乡居民平等地享有;陈敏辉[4]用系统广义矩方法,基于2000~2008年我国除西藏外的30个省、自治区、直辖市的面板数据进行分析,发现现阶段我国城乡收入差距扩大对经济增长总体上具有阻碍作用。沈凌、田国强[5]从需求分析的角度讨论了贫富差距和城市化对经济增长的影响,结果表明推进城市化以减少从村人口比单纯增加农民收入更有利于经济的发展。王少平、欧阳志刚[6]根据我国城乡收入差距的现状计算并度量城乡收入差距的泰尔指数和我国实际人均GDP的变动特征而设定的面板协整模型,结果表明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的扩大对经济增长产生阻滞作用。

2. 空间面板模型介绍

几类常用的空间模型

- 1) 通用模型(general nesting spatial model, GNS)

$$Y = \rho WY + \alpha l_N + X\beta + WX\theta + u, \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (1)$$

2) 当 $\lambda = 0$ 时为空间杜宾模型(SDM):

$$Y = \rho WY + \alpha l_N + X\beta + WX\theta + u \quad (2)$$

3) 当 $\theta = 0$ 且 $\lambda = 0$ 时为空间滞后模型(SLM):

$$Y = \rho WY + \alpha l_N + X\beta + u, \quad (3)$$

4) 当 $\theta = 0$ 且 $\rho = 0$ 时为空间误差模型(SEM)

$$Y = \alpha l_N + X\beta + u, \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (4)$$

其中 W 为 $n \times n$ 阶空间权重矩阵, WY 为因变量 Y 的滞后变量, 用以表示邻近地区因变量对 Y 的共同作用, WX 为自变量 X 的滞后变量, 用以表示邻近地区自变量对 Y 的共同作用, Wu 表示随机误差项的交互影响效应。 ρ 为空间自回归系数, λ 为空间自相关系数, θ 、 β 为 $n \times 1$ 阶变量的待估系数, αl_N 为常数项。LeSage [7]指出, 相比其他空间模型, SDM 由于包含了空间滞后解释变量 WX , 更有助于防止遗漏变量偏误; 而在进行实证分析过程中, 要对区域样本数据进行处理, 遗漏变量问题经常发生, SDM 模型很好的解决了此问题。Gerkman (2012) [8]用住房价格数据对比 SEM 与 SDM, 实证显示, 无论是空间 Hausman test 检验, 还是直接与间接效应分析, 均呈现 SDM 最优。

关于模型的选择机制: 首先, 估计 OLS 模型并检验 SLM 或是 SEM 哪个更为适合, 需要检验基于 OLS 残差的四个统计量 LM_{lag} 、 LM_{Error} 、 $Rbust LM_{lag}$ 、 $Robust LM_{Error}$ 。 LM_{lag} 、 $Rbust LM_{lag}$ 对应空间滞后模型, LM_{Error} 、 $Robust LM_{Error}$ 对应空间误差模型。如果 OLS 被拒绝, 统计检验显示, SLM 或者 SEM 合适, 或是两个均合适, 那么接下来不能直接进行选择, 还需对 SDM 模型进行估计(Lesage 和 Pace, 2009)。这里要注意的是, 要执行模型选择机制, 估计方法必须选择极大似然估计, 所得到的似然比 LR 可以用来检验两个假设: $H_0: \theta = 0$ 和 $H_0: \theta + \rho\beta = 0$, 其中, $H_0: \theta = 0$ 是用来检验 SDM 是否可简化为 SLM, $H_0: \theta + \rho\beta = 0$ 是用来检验 SDM 是否可简化为 SEM。如果两个假设均被拒绝, 那么就说明 SDM 模型最优; 如果第一个假设未被拒绝并且上面的稳健性检验 $Rbust LM_{lag}$ 也选择了 SLM, 那么就说明 SLM 最优, 这两个条件必须同时满足, 否则应选择 SDM。类似地, 如果第二个假设未被拒绝并且稳健性检验也指向 SEM, 那么说明 SEM 模型能够更好地描述数据的生成过程, 若两条件中有一个不满足, 应选择 SDM。

3. 变量选择与数据说明

考虑到《中国统计年鉴》《中国人口统计年鉴》关于各省受教育程度人口数据的完整性, 因此本文选择全国 31 个省、自治区、直辖市 2005~2015 年的 11 年数据作为研究的样本区间。本文计量模型所使用的变量及其定义如表 1。

Table 1. Variable definitions

表 1. 变量定义

变量符号	变量名称	变量说明
Y	人均实际 GDP	国内生产总值指数(上年 = 100)来计算环比 GDP 平减指数, 然后将各个人均实际时期环比指数的连乘之积求得以 2000 年为基年的定基指数, 通过名义 GDP 除以 GDP 平减指数(2000 = 100)得到各地区实际 GDP 最后将其除以人口数。
X ₁	劳动力质量	(未受教育人数*0 + 小学学历人数*6 + 初中学历人数*9 + 高中学历人数*12 + 大专及以上学历人数*16)/总受教育人数
X ₂	城市化率	非农业人口/总人口
X ₃	城乡收入差距	城镇人均可支配收入/农村人均纯收入

根据地理学第一定律所说: 所有的事物或现象在空间上都是有联系的, 但相距近的事物或现象之间的联系一般较相距远的事物或现象间的联系要紧密。故本文所选取的权重矩阵的元素定义为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{地区与} j \text{地区相邻} \\ 0, & i \text{地区与} j \text{地区不邻} \end{cases}$$

4. 空间相关性分析及模型选择

4.1. 空间相关性检验

全局 Moran I 指数是用来度量空间自相关的全局指标, 本文全局 Moran I 指数全部通过了 1% 的显著性水平检验, 且值大约在 0.43~0.47 之间, 表明我国各省域人均实际 GDP 在空间分布上存在显著的空间相关性, 上述结果表明我国各省域的 GDP 并不具有随机特征, 而是在 GDP 相似的省域具有显著的地理集中趋势, 即经济增长较快的省域在地理上相互邻近, 而经济增长相对较低的省域在地理上也趋于集中。

本文选取 2005 年、2010 年和 2015 年的数据进行局部 Moran I 分析, 见图 1。我们将省域划分为 4 个象限: 第一象限(HH)表示高一高的正相关, 第二象限(LH)低一高的负相关, 第三象限(LL)表示低一低的正相关, 第四象限(HL)表示高一低的负相关。由于 Moran I 的值全部大于 0, 经济增长地理分布上呈现正相关关系, 由图中可以看出在第一象限的点上本空间单元 GDP 高的区域周围区域的 GDP 也相应较高, 落在第三象限的区域, 本空间单元 GDP 低, 那么相关的邻接区域的 GDP 也相对较低。而第二、四象限为非典型观测区域。

4.2. 模型选择

由于存在着空间自相关, OLS 的参数估计将不一致。因此对于上述空间模型的估计一般采用广义矩(GMM)估计或者是极大似然(ML)估计。本文采用 ML 估计方法, 用 Matlab 软件对数据进行处理。

由表 2 可以看到, 针对面板数据的四类模型进行了诊断性检验, 依次为无固定效应、空间固定效应、时间固定效应和时空固定效应。在 1% 的显著性水平下, LM_{lag} 检验仅在时间固定效应中不显著, LM_{error} 仅在时间固定效应不显著, 结合四类模型的 Robust LM 检验, 可以判断需引入空间计量模型进行回归分析。其次, 建立空间杜宾模, 本文建立三类空间杜宾模型进行估计, 依次为空间和时间固定效应、经过

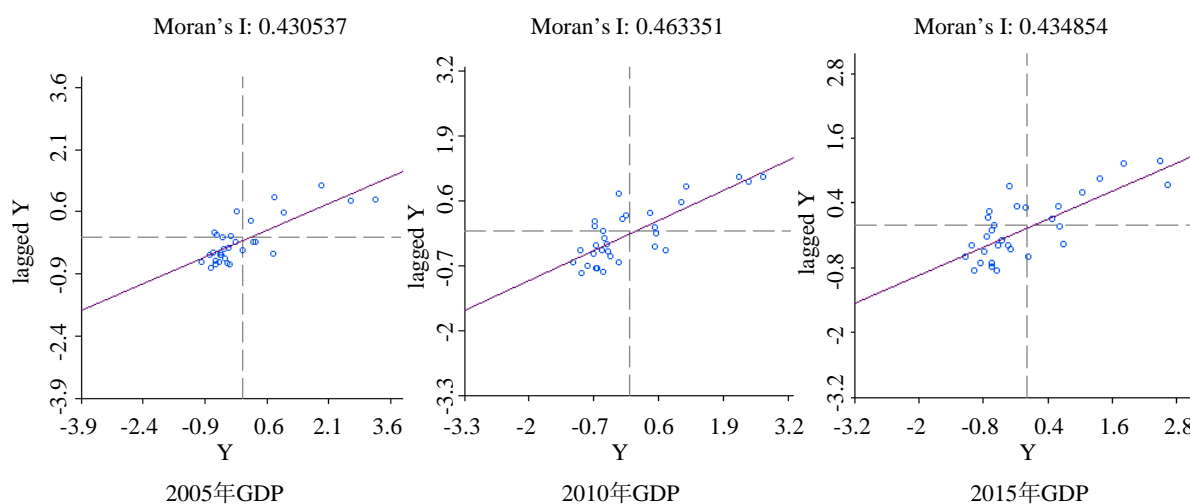


Figure 1. Data for 2005, 2010, and 2015 Local Moran I
图 1. 2005 年、2010 年和 2015 年的数据进行局部 Moran I

Table 2. Spatial diagnostic test
表 2. 空间诊断性检验

Determinants	混合最小二乘	空间固定效应	时间固定效应	时空双固定效应
LM Spatial lag	26.7416*** (0.000)	174.1048*** (0.000)	0.3625 (0.547)	20.4887*** (0.000)
LM Spatial Error	20.6947*** (0.000)	52.3763*** (0.000)	0.7614 (0.383)	25.7245*** (0.000)
Robust LM Spatial lag	23.4848*** (0.000)	122.5326*** (0.000)	1.5571 (0.212)	0.1589 (0.690)
Robust LM Spatial Error	17.4379*** (0.000)	0.8041 (0.370)	1.9560 (0.162)	5.3947 (0.020)
空间固定效应 LR-test	865.558*** (0.000)	时间固定效应 LR-test		450.0042 (0.000)

注: ***, **, *分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验, 括号内为显著性水平 P 值, 下同。

误差修正的时空固定效应和空间随机时间固定效应, 最后模型的选择, 在 5%显著性水平下, Wald 和 LR 检验均显著, 即拒绝空间滞后模型和空间误差模型, 说明空间杜宾模型最优。同时, 根据 Hausman test = 27.7132(***)的判断, 选择空间随机时间固定效应模型, 表 3 是三类空间杜宾模型的估计结果。

由 Elhorst [9]给出的模型类型, 本文的模型形式如下:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + c_i (\text{optional}) \\ + \sum_{j=1}^N w_{ij} (\theta_1 X_{1it} + \theta_2 X_{2it} + \theta_3 X_{3it}) + \alpha_t (\text{optional}) + v_{it}$$

4.3. 结果分析

空间随机时间固定效应 SDM 模型的结果即表 3 第三列所示, 某一空间单元的 GDP 不仅受本空间单元的解釋变量劳动力质量、城乡收入差距和城市化水平的影响, 还受相邻空间单元 GDP 和解釋变量的影响。GDP 空间滞后项对空间单元 GDP 的影响系数为 0.250, 且在 1%水平通过显著性检验。这表明各省经济发展联动性较强, 各省经济协同发展。本空间单元劳动力质量对自身经济发展影响为 0.214 且在 1%水平通过显著性检验, 相邻空间单元劳动力质量对本单元 GDP 影响为 0.423 且在 1%水平通过显著性检验, 这表明各区域劳动力对经济发展起到良好的促进作用, 且邻近地区的劳动力质量增加有助于带动周边经济发展。本空间单元城市化水平对自身经济发展影响为 0.061 且在 1%水平下通过显著性检验; 相邻空间单元城市化水平对本空间单元 GDP 的影响为 0.005 检验效果不显著, 可能的原因是, 在城镇化进程中, 一些地区的发展还不能完全适应社会经济发展的需要, 各地区发展的不平衡, 可能造成对相邻区域的影响不明显。本空间单元城乡收入差距对自身经济发展影响为-0.126 且在 1%水平下通过显著性检验, 相邻单元城乡收入差距对本单元 GDP 的影响为-0.078 且在 5%水平下通过显著性检验, 这表明各相邻区域之间的城乡收入差距的可能原因如各区域财富分配不均、教育制度不公平和人口流动等因素[7], 对 GDP 的影响是具有负的效应的, 收入差距的拉大对 GDP 的影响具有相反的作用, 不利于经济的发展。故劳动力质量、城市化水平和城乡收入差距对本空间单元经济和相邻空间单元的经济影响较为显著。

根据 LeSage 和 Pace (2009)提出利用自变量的直接和间接效应来检验空间相关性。由表 4 的结果可以看出, 劳动力质量的直接效应在 10%的水平下显著, 间接效应不显著和总效应在 1%水平下显著, 表明劳动力质量促进本省经济发展, 影响了空间溢出效应的发挥。对于城市化水平, 其直接效应、间接效应和总效应均在 5%的水平下显著。且直接效应回归系数为 4.6975, 间接效应回归系数为 14.4687, 总效应回

Table 3. Durbin model estimates containing spatial and temporal effects
表 3. 包含空间和时间特定效应的杜宾模型估计

变量	空间和时间固定效应	经过误差修正的时空固定效应	空间随机效应时间固定效应
X1	0.2326436*** (2.579405)	0.227135** (2.364762)	0.214294** (2.359482)
X2	0.044961*** (2.713844)	0.045391** (2.572364)	0.061015*** (3.743098)
X3	-0.131789*** (-6.479729)	-0.129119*** (-5.969709)	-0.125685*** (-6.065538)
W*X1	0.422522** (2.326776)	0.413511** (2.138132)	0.422951** (2.335716)
W*X2	-0.045881 (-1.587541)	-0.044507 (-1.446089)	0.005166 (0.219385)
W*X3	-0.124867*** (-3.532744)	-0.115514*** (-3.089253)	-0.078296** (-2.403366)
W*dep.var	0.025353 (0.33116)	0.090895 (1.215528)	0.250342*** (3.699570)
phi			0.052086*** (5.573936)
σ^2	0.0025	0.0028	0.0026
R ²	0.9926	0.9926	0.9885
Corrected R ²	0.2520	0.2558	0.6572
Log L	541.69028	541.69178	435.57093
Wald test spatial lag	16.0784***	12.6666***	11.8841***
LR test spatial lag	11.5319***	11.5302***	11.1155**
Wald test spatial error	18.3789***	16.3184***	24.3709***
LR test spatial error	10.5400**	10.5424**	34.2874***

Table 4. Direct and indirect effects of SDMs that contain space and time-specific effects
表 4. 包含空间和时间特定效应的 SDM 的直接和间接效应

	直接效应	间接效应	总效应
劳动力质量(X ₁)	0.1413777*	3.445070**	3.586448**
城市化率(X ₂)	4.6975317**	14.468709***	19.166241***
城乡收入差距(X ₃)	-0.1051343***	-2.5618968***	-2.667031**

归系数为 19.1662。这表明本省的城市化水平每增加 1%，可以对 GDP 产生 19.1662% 的总经济增长效应。其中对本区域 GDP 增长的直接效应 4.6975%，对邻近区域 GDP 增长的间接效应为 14.4687%。可以看出，城市化水平存在明显的外溢。对于城乡收入差距，其直接效应和间接效应在 1% 的水平下显著，总效应在 5% 水平下显著，且直接效应回归系数为 -0.1051，间接效应回归系数为 -2.5619，总效应为 -2.6670，表明城乡收入差距对本省经济发展有负效应，对空间单元之间的影响也存在负效应。即本省的城乡收入差距每增加 1%，可以对 GDP 产生 -2.6670% 的总经济增长效应。其中对本区域 GDP 增长直接效应 -0.1051%，对邻近区域 GDP 增长的间接效应为 -2.5619%。可以看出，城乡收入差距存在明显的外溢。

5. 结论

从上面的分析可以得出，劳动力质量、城市化水平和城乡收入差距对中国各省经济增长具有显著关系，且各省的经济增长一方面受益于本地的劳动力质量和城市化水平，也受到本地城乡收入差距的限制，另一方面明显受益于邻近省的劳动力质量和城市化水平，也受到邻近省的城乡收入差距的限制。于此同时，各省之间存在显著地空间相关性，各省与邻近省经济互动明显。为了缩小各省经济发展差距，提出以下建议：

1) 劳动力作为基本的生产要素, 对经济的增长起着重要的作用, 劳动力质量的提升将减少对我国经济的不利影响, 政府部门和社会企业等有必要采取措施加强劳动力的职业技能培训, 以此提高劳动力的技术水平。

2) 经济增长与城市发展和城市化的关系客观存在, 经济增长必然带来城市化水平的提高, 而城市化水平的提高反过来也会加速经济增长。所以在我国, 除了要积极发展第三产业之外, 应该特别注意调整地区之间的产业结构, 真正实现各省区域之间的优势互补, 相互促进。一方面有意识引导部分人才流向中小城市, 减少过多人口对大城市发展的负担。做到上述, 我国的城市化才能促进经济发展。

3) 通过本文的实证结果分析, 目前我国的城乡收入差距已经对经济的提高产生抑制作用, 并在不同类型地区不同程度地表现出来。由于不同地区在某个时期的经济发展水平不尽相同, 所以应该因地制宜, 努力协调好城乡之间的收入差距。

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] 常伟蔚, 侯泽, 颜莉娜. 广西城乡收入差距和经济增长关系的实证研究[J]. 商业文化月刊, 2010(10): 143-144.
- [3] 王德文. 中国经济增长能消除城乡收入差距吗? [J]. 经济社会体制比较, 2005(4): 13-21.
- [4] 陈敏辉. 城乡收入差距对中国经济增长的影响机制研究——基于我国省际动态面板数据的系统 GMM 分析[J]. 技术经济, 2011, 30(5): 89-93.
- [5] 沈凌, 田国强. 贫富差别、城市化与经济增长——一个基于需求因素的经济学分析[J]. 经济研究, 2009(1): 17-29.
- [6] 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.
- [7] Lesage, J.P. and Pace, R.K. (2009) Introduction to Spatial Econometrics. CRC Press.
<https://doi.org/10.1201/9781420064254>
- [8] Gerkman, L. (2012) Empirical Spatial Econometric Modelling of Small Scale Neighbourhood. *Journal of Geographical Systems*, **14**, 283-298. <https://doi.org/10.1007/s10109-011-0147-7>
- [9] Elhorst, J.P. (2014) Matlab Software for Spatial Panels. *International Regional Science Review*, **37**, 389-405.
<https://doi.org/10.1177/0160017612452429>

知网检索的两种方式:

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>
下拉列表框选择: [ISSN], 输入期刊 ISSN: 2325-2251, 即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>
左侧“国际文献总库”进入, 输入文章标题, 即可查询

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>
期刊邮箱: sa@hanspub.org