

公平与幸福

陆 铭 蒋仕卿 佐藤宏*

内容提要 在城市“新二元结构”下，户籍身份成为影响人们幸福感，从而影响城市和谐发展的重要因素。我们发现，外来移民和城市居民均对与户籍身份有关的收入差距不满，相比之下，外来移民的幸福感更大程度地受到与户籍身份有关的收入差距的负面影响。身份收入差距下降1（相当于这一变量均值的一半）所带来的快乐提升，相当于家庭人均收入提高53.2%和人均住房面积增加29.9平方米。我们还发现，在拥有城市户籍的人当中，主要是出生在农村的“新城市人”对身份收入差距表示不满。本文的含义是，与身份有关的不平等具有不公平的性质，降低人们的幸福感。

关键词 幸福感 收入差距 户籍 城市发展

一 引言

在全球范围内，幸福感^①正在成为政府和社会各界“超越GDP”的追求^②。在中

* 陆铭，上海交通大学和复旦大学，电子邮箱：luming1973@sjtu.edu.cn；蒋仕卿，兴业证券，电子邮箱：shiqing.jiang@gmail.com；佐藤宏，日本一桥大学经济系，电子邮箱：satohrs@econ.hit-u.ac.jp。本文在比利时鲁汶大学、法国克莱蒙-佛朗一大和里尔一大、复旦大学转型与发展双年会、中山大学中国青年经济学家联谊会、香港科技大学、宁波诺丁汉大学和武汉大学报告过，作者感谢与会者的讨论，特别感谢 John Knight、Hubert Jayet、陈钊、封进、李实、张爽等对本文提出的宝贵意见。作者感谢国家社会科学基金重大招标项目（13&ZD015）和国家自然科学基金项目（71273055）的资助。同时，本文也是“当代中国经济与社会工作室”的研究成果。

① 在本文相关研究中，幸福感、快乐感和满意度是同一含义的不同表述。

② 2011年5月17日，英国《经济学家》杂志在其网站上发起了一场“幸福指数”大辩论。结果是，83%的人支持伦敦政治经济学院荣誉教授理查德·莱亚德所代表的一方，认为“如人们所经历的那样，生活的质量肯定已经成为社会发展的核心指标，以及任何政府的中心目标”。

国，居民幸福感也正在成为各级政府的施政目标。之所以如此，是因为随着经济发展水平和居民收入水平不断提高，人们却并没有变得更快乐，这成了一个中国谜题（China puzzle）。一个主要的解释是，经济发展过程中收入差距不断扩大，妨碍了人们幸福感的提升（Brockmann et al.，2008）。问题是，包括中国在内的原计划经济国家都曾经实行均等化的收入分配制度，难以激励人们追求经济发展，那时人们也未见得更快乐。那么，收入差距到底如何影响幸福感呢？

自从1990年代中期以来，越来越多的研究证实，过高的收入差距对于经济发展具有多方面的负面影响^①。但在实证研究中，人们对于危害社会经济发展的收入差距是何种性质很少进行区分。有文献认为，真正有危害的是因为不同身份而导致的收入差距，即“水平不平等”（horizontal inequality），或者说组间的收入差距（between group inequality），这种收入差距被认为是比总体上的收入差距（例如Gini系数）更为关键的引发社会冲突的因素（Stewart，2001）。除非不同身份的人之间有系统性的能力（或智力）差异，否则组群间的收入差距往往与某些不公平的社会经济因素有关，阻碍了弱势组群获取更高收入，因而容易引起不满。相比之下，如果收入差距与身份无关，而只是反映了人与人之间天赋和努力的不同，那么，这种收入差距是市场机制起到激励作用的体现，对社会危害较小，甚至有可能成为经济社会发展的动力。

中国自古以来就是一个看重身份的社会，而在当代中国，最为重要的身份恐怕就是户籍。在中国的城市，是否拥有当地城镇户籍决定了一个人是否公平地被当地劳动力市场、社会保障、公共服务等一系列政策所覆盖（陆铭，2011）。由户籍身份差异引起的收入差距也是因制度而引起的人群间收入差距（为了简便起见，我们将其称为“身份收入差距”，identity income inequality）。那么，身份收入差距是否影响了同在一个屋檐下的城市居民以及外来移民的快乐呢？在控制了身份收入差距之后，总体收入差距又如何影响幸福感呢？这是本文要回答的核心问题。我们发现，外来移民和城市居民均对与户籍身份有关的收入差距不满，相比之下，外来移民的幸福感的更大程度地受到与户籍身份有关的收入差距的负面影响。在控制了身份收入差距以及其他个人和城市特征之后，不与身份相关的城市总体收入差距增加幸福感。这一研究的含义是，在讨论收入差距的影响时，有必要将身份收入差距与总体收入差距区分开来，降低人们幸福感的是那些带有不公平性质的与身份有关的收入差距。本文还进一步考察了不同社会经济特征的城市居民对于身份收入差距的不同态度。我们发现，在拥有城市户

① 参见陆铭等（2005）和Wan et al.（2006）中的文献综述。

籍的人当中,主要是出生在农村的“新城市人”对身份收入差距表示不满。这说明,身份的形成还与生活经历有关系。

随着城市化进程的推进,城市居民内部无本地城镇户籍的常住人口比重越来越高。在一些大城市和特大城市,非本地户籍的常住人口接近或超过了常住人口的一半。长期以来,在严格的户籍准入制度下,外来移民获得本地城镇户籍非常困难,特别是低技能的农民工,如果仅仅因为已经在城市长期工作和生活,几乎不太可能在常住地落户。当前的户籍制度改革已经在中小城镇放宽了落户条件,但大城市和特大城市却是外来移民更为集中的地区,落户门槛并没有明显的降低。在这样的背景下,城市内部因户籍制度而形成的本地居民和外来移民之间的“新二元结构”,已经成为城市发展中的突出问题。城市内部的“新二元结构”会影响城市的和谐发展,社会矛盾增加会引起资本的非生产性损耗,反过来又会影响城市化进程和城市对于经济增长的带动作用(陈钊、陆铭,2008)。本文将从不同户籍身份人群之间的收入差距入手,用实证证据来告诉读者(特别是政策制定者),社会分割制约了幸福感的提升,而社会融合则对于促进城市和谐发展极为重要。

本文的第二部分是相关文献评论,第三部分是数据描述和变量选取,第四部分进行计量分析,第五部分是结论和政策含义。

二 文献评论

对于提升居民幸福感和构建和谐社会而言,了解那些影响人们幸福感的因素显得非常重要。研究幸福感的经济学家认为,经济理论假设了很多影响人的效用的因素,在实证研究中应该能够观测到这些因素将影响可度量的幸福感^①。幸运的是,国家统计局和中国社会科学院联合进行的中国家庭收入调查(CHIPS)数据也包含了关于受访者主观幸福感的问题,成为国内外研究中国居民幸福感的最重要的数据来源。罗楚亮(2006)考察了就业状况对城镇居民的主观快乐的影响,发现处于失业状态的人幸福感更低。Knight et al.(2009)考察了农村居民的主观快乐决定,发现人均家庭收入越高,幸福感越高;在村庄中的相对收入地位越高,幸福感也越高。Knight & Gunatilaka(2010b)研究了城市外来劳动力的快乐决定。他们发现外来劳动力幸福感低于农村居民,他们将这一发现解释为欲望的提高。换句话说,外来劳动力将收入参

^① Frey & Stutzer(2002)提供了很好的有关主观幸福感研究的综述。

照群体由农村同伴转变成了城市居民。

既有的研究主要是从个体的社会经济特征入手来研究幸福感的影响因素，但这些研究却难以解开中国居民越来越富有，却没有变得更快乐的中国谜题。对此谜题的一个主要的解释是，经济发展过程中收入差距不断扩大，制约了人们幸福感的提升（Brockmann et al.，2008）。正如幸福感（subjective well-being）的英文名一样，它是一种主观的度量。在幸福决定中，人们不仅考虑自己的绝对收入，还考虑相对于社会其他群体的相对收入（收入差距）。在既有文献中，大多数研究都将基尼系数作为收入不平等的衡量，以此来分析收入差距和幸福感的联系，但由此得出的实证结果却充满争议。理论上，事后的不平等反映了对努力的奖励，因此不平等可能是一种经济激励和机会的体现，因此收入差距和幸福感可能是正向相关的。“隧道效应”（tunnel effect）的比喻解释了为什么收入差距扩大可能增加幸福感：如果在隧道里遇到塞车，这时，前面的车开动了，你会感到快乐，因为你得到了将车开快的希望。但是，收入差距也可能会带来一系列的负面影响（例如降低经济增长、增加犯罪等），从而降低人们的幸福感。在实证研究中，人们也发现不平等程度对快乐的影响在各个国家不尽相同。Alesina et al.（2004）的研究发现，在欧洲，更大的收入差距显著地降低幸福感，但在美国却不存在这样的关系。他们认为，收入差距之所以影响幸福感，主要是因为欧洲相对于美国而言社会流动性较低，而且主要是穷人和持左翼政见的人对收入差距表现出更大的不满。McBride（2001）和 Luttmer（2005）发现，人们会因为在社会群体中的相对收入下降而不快乐，Rousseau（2008）和 Graham & Felton（2005）同样证实了收入差距的扩大会使得幸福感下降。在针对中国的研究中，Brockmann et al.（2008）发现中国在1990-2000年之间，社会各个收入组别的个体生活满意度都在下降，他们将其归结为人们越发感觉到了收入分配的不公平。何立新、潘春阳（2011）发现，收入差距和对社会不公的主观感知都降低人们的幸福感。但是，Knight & Gunatilaka（2010a）却发现，中国农村县层面的基尼系数扩大会增加农民的幸福感的，他们将其解释为隧道效应的作用。那么，收入差距究竟是降低还是提高幸福感呢？

在Kingdon & Knight（2007）的研究中，他们发现在南非，当地社区的平均收入水平越高，个人的幸福程度越高，他们将这一结果解释为个人的利他主义倾向（altruism）。而更大范围的“社区”（以城市度量）平均收入，却对幸福感产生负面影响。陈钊等（2012）基于上海市和深圳市的社区入户调查数据，分析了城市居民幸福感的决定因素。他们发现，社区层面上的收入差距会产生较强的示范效应，有助于提高居民的幸福感的。但是，这种示范效应存在着人际差异。在外来居民中，较低教育水

平者获得更强的示范效应。作者的解释是,城市内部存在高低端人才的互补性。而在本地居民中,较高教育水平者获得更强的示范效应。相比之下,户籍制度导致城市劳动力市场上对外来高教育水平者的进入壁垒,降低了这部分人群所获得的示范效应。

有关收入差距与幸福感的研究得到不同的结论,与文献没有很好地区分身份收入差距与总体收入差距有关。从理论上来说,收入差距所形成的激励必须被每个社会成员平等地获得才能提升幸福感。如果收入差距的扩大与身份有关,而不利的身份阻碍了弱势群体获取更高的收入,那么,收入差距就会降低人们的幸福感。收入差距的上升会引起社会和政治的动荡,恶化社会投资环境,并且使更多的资源用于保护产权,从而降低具有生产性的物质资本积累,不利于经济增长(例如 Benhabib & Rustichini, 1996)。这时,每个社会成员都会因为身份收入差距而更不快乐,甚至连处于优势的社会群体也同样会感到不快乐。与身份有关的不平等属于“水平不平等”,其实质是社会组群间的身份收入差距^①。一系列国别研究已经发现,相对于基尼系数度量的“总体”不平等,“水平不平等”是社会和谐以及长期经济增长更为重要的决定因素(Stewart, 2001; Stewart et al., 2005; Stewart & Langer, 2007)。

如果我们考虑和身份相关的不平等,那就必须识别出,在中国形成“水平不平等”的参照对象是谁。在 Clark & Senik (2010) 对欧洲的研究中,他们发现欧洲居民更愿意将朋友、同事作为比较对象,这本质上是因为欧洲社会更为均一的特质。而在中国,我们必须考虑快速城市化的背景下,户籍制度导致的社会分割所产生的城市居民和外来移民两个阶层^②。在户籍制度下,农村居民从出生开始就不能享受和城市居民同等的福利待遇。在基础教育、医疗(张晓波, 2004)、迁徙权(宋洪远, 2004)、劳动力市场回报(Meng & Bai, 2007; Zhang & Meng, 2007; 严善平, 2007)等方面,农村居民相对于城市居民受到不平等的政策对待和公共品提供。更为严重的是,这种“户籍身份”导致的差异不能随着农村劳动力从农业生产进入城市工作而消除,从而形成城市内部外来移民和本地居民之间的“新二元结构”。城市政府通过户籍制度的分割限制来控制劳动力流动规模,压低外来劳动力的实际工资,从而相对提高本地居民的收入水平(陈钊、陆铭, 2008),同时,也通过户籍限制减少外来人口对本地的地方公共品的

① “水平不平等”这一定义由 Stewart 提出,并且将其定义为“由文化界定的组群(group)之间存在着严重的的不平等,这种不平等可以是多层面的,包括政治、经济和社会维度”。参见 Stewart (2001)。

② 关于户籍制度的形成和对中国社会分割的影响,参见 Liu (2005), Wang (2004) 和 Wu & Treiman (2007)。

享用（刘晓峰等，2010）。实证研究也发现，中国的城乡二元分割正在转化为城市内部的二元社会分割，并且形成了外来人口和本地居民之间的收入差距（Meng & Bai, 2007；严善平，2007；Zhang & Meng, 2007）。虽然农村居民也可以通过一定的途径转变他们的户籍身份，比如通过接受高等教育，或者城市化过程中的“农转非”，但Deng & Gustafsson（2006）发现，这些“永久移民”仍然和城市居民存在着显著的社会经济特征差异。

在本文中，我们将利用中国的数据区分身份收入差距和总体收入差距对幸福感的不同影响。本文的核心假设是，与户籍有关的身份收入差距减少幸福感，而与身份无关的总体收入差距对快乐的影响却不一定。如果总体收入差距的激励效应足够强，它对快乐的影响就可能是正的。通过将组间收入差距和总体收入差距对于幸福感的不同效应区分开来，我们也将为已有文献有关收入差距与幸福感关系的不同发现找到一个合理的解释。

三 数据描述和变量选取

本文主要使用2002年中国家庭收入调查（CHIPS2002）数据。CHIPS是一个采取分层抽样方式建立起来的全国范围的劳动力市场调研数据，也是当前国内外经济学家研究中国居民幸福感最为权威的数据^①。我们选取了其中的城市数据和外来劳动力数据，并且根据城市代码，把其中26个同时拥有城市居民和外来劳动力的调查数据进行了匹配^②。这一数据中包含了一系列个人特征变量和家庭特征变量，同时还对住户中的户主或者一位主要成员进行了主观态度问题调查。CHIPS是一个截面数据，这种数据结构最大的缺陷是难以控制因遗漏变量而引起的系数估计偏误。对此，我们做出以下解释：（1）虽然研究中有使用面板数据展开的幸福感研究（如Luttmer, 2005），但中国却没有同样可用的面板数据。（2）对于幸福感研究而言，个人层面的幸福感是否可

-
- ① 虽然这一数据已经是十年前的，但对于本文的研究来说，用这个数据所得到的分析结论具有足够的一般意义，与数据收集的时间关系不大。此外，对本文主题而言，CHIPS2002比之后的CHIPS2007覆盖了更多的城市，而我们的核心解释变量恰恰是个城市级的变量，需要有足够多的城市间差异。
- ② 红河哈尼族自治州的样本也可以实现城市和外来劳动力数据的匹配，但由于它缺少其他城市一级的变量，因此这部分样本被放弃了。实际上，在不控制城市一级变量的回归中，是否包括这部分样本并不影响结果。

以跨时比较是个不能忽略的问题。事实上,由于幸福感是个主观变量,往往在社会的收入水平变化之后,人们的幸福感却没有明显变化(Easterlin, 1974; Easterlin, 1995; Easterlin, 2001),因此,幸福感的差异往往是在截面意义上的人际间比较中体现出来的。(3)本文的核心变量是城市级的两个收入差距,对于可能存在的遗漏变量,我们尽量多地控制了城市级的变量,结果发现,我们的结论变得更强了。而对于仍然可能存在的遗漏变量,如果并不与本文的核心变量相关,那么,不会引起核心变量的系数估计偏误。

我们的被解释变量是对于一个主观问题的回答:“总的来说,您现在幸福吗?”这是一个在同类研究中通常被用来度量满意度和幸福感的问题。被调查者要求在“非常幸福、比较幸福、不好也不坏、不太幸福、很不幸福及不知道”六种选择中做出判断。我们去掉了少量回答不知道的样本,并且将前5项回答分别赋值为4、3、2、1、0。对于幸福感的研究,一个批评是幸福感的度量是主观的,对此问题,我们做出以下几点解释:(1)对于幸福感的测量没有更好的度量,在实验室里获得的幸福感数据无法反映社会制度变量或宏观环境变量的影响。(2)不应过于担心主观指标在人际间的可比性,如果这的确是个严重的问题,那么,就不会得到与经济理论一致的估计结果,也不会使基于不同数据得到的估计结果具有可比性。(3)即使承认主观度量指标存在误差,只要这一变量是被解释变量,并且度量误差是随机的,那么,这样的度量就不会引起系数的估计偏误。但被解释变量的误差的确可能增加模型的误差项,并降低模型系数的显著性,如果我们在文中得到的系数估计都是高度显著的,那么这个问题也不重要^①。

在主要的回归中,我们采用了最小二乘法(Ordinary Least Squares, OLS)。虽然将被解释变量由序数回答变成了基数变量,但是 Ferrer-i-Carbonell & Frijters (2004)在对幸福感的研究中发现,在回归分析中,采用 OLS 或者 Ordered Probit/Logit 对于系数的显著性和方向并没有明显的影响。更重要的是,因为我们特别关心不同社会经济特征的人对身份收入差距的反应是否存在不同,我们在模型的解释变量中加入了一系列交互项,OLS 回归对于交互项的边际效应理解更加直观。在 Knight & Gunatilaka (2010a) 和 Knight & Gunatilaka (2010b) 等一系列关于中国主观快乐决定因素的研究中,也使用了 OLS 回归作为基准。当然,我们同时在稳健性检验中对主要结果做了 Ordered

^① 陆铭等(2008)详细地讨论了幸福感研究中碰到的疑惑,特别是幸福感的主观测量是否重要的问题。

Probit 回归发现，OLS 结果与 Ordered Probit 模型的结果没有系数符号和显著性方面的明显不同。

我们根据样本来源，将外来劳动力的户籍哑变量定义为 0，而将同一城市中的本地居民户籍哑变量定义成了 1。同时，在原始的城市调查样本中，有少部分样本报告自己是农村户籍，我们将这 1.71% 的样本删除了，目的是为了保证比较的对象仅是城镇户籍人口和没有本地城镇户籍的劳动力。当前，对于政府和社会各界，城市“新二元结构”主要指的是同在一个城市中是否拥有当地城镇户籍而形成的社会分割，以及相应的各类社会福利和公共服务差异。相比之下，在外来人口中，其拥有外地城镇户籍还是外地农村户籍却并不构成重要的身份差异。

在本文中，我们所定义的城市居民收入包括了工资、奖金、津贴、生活补助、兼职收入和其他收入。外来移民的收入包括了工资、家庭生产所得、财产性收入、礼物和其他收入。CHIPS 对于两个人群的收入分项不同，但为了获得总收入的数据，我们对不同分项进行了简单加总处理。我们也尝试仅利用工资一项收入来计算收入差距，所得实证结果仍然不变，而且工资差距对于快乐感的负面影响系数更大。我们将家庭成员的收入加总，再除以家庭人数，得到家庭人均年收入。之后，我们计算了同一城市中城镇居民家庭年人均收入和外来劳动力家庭年人均收入的比值。这反映了不同户籍身份的人群之间的收入差距，也就是我们所说的“身份收入差距”。同时，我们将户籍身份和这一收入比值做了交互项，通过这一变量，我们想看是不是本地居民和外来劳动力对于身份收入差距有不同的反应。

我们还控制了其他一些变量，包括性别、年龄、年龄平方项、受教育年限、婚姻状况、党员身份、个人就业状况、家庭人均住房面积、家庭人均年收入的 \ln 以及根据样本收入信息计算的城市层面的基尼系数。在其他研究中发现个人对于未来收入变动的预期会影响当期的幸福感（罗楚亮，2006；Knight & Gunatilaka，2010b），因此我们同时控制了这一变量。在问卷中，受访者回答他们预期 5 年后的收入是大幅增加、小幅增加、不变或者下降，我们以不变为基准组，控制了三个表示未来收入预期的虚拟变量。

表 1 中是城市的身份收入差距和城市基尼系数统计描述。事实上，身份收入差距和城市基尼系数呈正相关，两个变量的一元回归的拟合系数达到 10.6%。为了更精确地观察户籍身份差异对收入差距的贡献，我们利用熵指标（分别取参数 0, 1, 2）来观察由于不同户籍身份所导致的收入差距在总体收入差距中的比例。

表1 城市的身份收入差距和基尼系数

变量名	变量定义	观察点	均值	标准差	最小值	最大值
身份收入差距	同一城市内部城市居民和外来打工者平均收入的比值	26	1.9105	0.5283	1.1226	3.4750
城市的基尼系数	包含城市居民和外来打工者的城市层面基尼系数	26	0.3459	0.0335	0.2868	0.4094

资料来源：根据 CHIPS2002 计算得到。

从表2结果可以看到，户籍身份导致的组间收入差距在总体收入差距中的比重在12.82%~18.46%之间。常用的泰尔指数分解显示，组间收入差距占总体收入差距的17.59%，因此户籍身份带来的收入差距是不可忽视的不平等来源。

表2 收入差距按户籍身份的熵指标分解

指标	总体收入差距	组内收入差距	组间收入差距(不同户籍身份)	组间收入差距占总体收入差距比重
GE(0) - 对数离差	0.2535	0.2067	0.0468	18.46%
GE(1) - 泰尔指数	0.2376	0.1958	0.0418	17.59%
GE(2) - 1/2 方差	0.2971	0.2590	0.0381	12.82%

资料来源：根据 CHIPS2002 计算得到。

表3给出了城市居民和外来劳动力特征的统计描述。最后一列是单因素分析检验两类人群的特征均值是否相同。可以看出，城市居民和外来打工者两个群体之间的特征存在着显著差异。城市居民的幸福感和收入更高，而外来打工者中男性比例更高，更年轻。城市居民的受教育程度和家庭人均收入显著高于外来打工者。但是对于未来的收入变动预期，外来打工者显示出了更高的乐观度。同时，外来打工者的自评健康状况也更好。

表3 个人特征变量定义和数据描述

变量名	变量定义	全部样本		城市居民		外来打工者		均值差异显著检验
		5630		3797		1833		P 值
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
幸福感	基数幸福感	2.451	0.846	2.491	0.859	2.368	0.811	0.0000
男性	哑变量, 男性 = 1	0.479	0.500	0.416	0.493	0.610	0.488	0.0000
年龄	个人年龄	43.31	11.73	47.19	10.89	35.29	9.02	0.0000
婚姻状态:已婚	哑变量, 已婚 = 1	0.925	0.263	0.934	0.248	0.906	0.292	0.0000

续表

变量名	变量定义	全部样本		城市居民		外来打工者		均值差异 显著检验
		5630		3797		1833		
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	P 值
离婚	哑变量, 离婚 = 1	0.014	0.116	0.015	0.123	0.010	0.101	0.0629
丧偶	哑变量, 丧偶 = 1	0.020	0.141	0.027	0.163	0.006	0.077	0.0000
教育年限	受教育年数	10.05	3.31	11.05	3.08	7.97	2.76	0.0000
失业	哑变量, 个人报告正处于失业 = 1	0.034	0.181	0.044	0.206	0.013	0.111	0.0000
家庭人均收入	家庭人均年收入(元)	7634.78	5902.97	9119.12	5885.85	4560.01	4610.48	0.0000
共产党员	哑变量, 党员 = 1	0.235	0.424	0.332	0.471	0.035	0.185	0.0000
人均住房面积	家庭人均住房面积(平方米)	14.28	9.59	17.17	8.37	8.29	9.16	0.0000
预期收入大幅增加	哑变量, 报告预期收入大幅增加 = 1	0.036	0.187	0.020	0.140	0.070	0.256	0.0000
预期收入小幅增加	哑变量, 报告预期收入小幅增加 = 1	0.477	0.500	0.441	0.497	0.552	0.497	0.0000
预期收入下降	哑变量, 报告预期收入下降 = 1	0.165	0.371	0.200	0.400	0.093	0.291	0.0000
健康:好	哑变量, 自我报告健康非常好和好的个体 = 1	0.695	0.460	0.593	0.491	0.908	0.289	0.0000
差	哑变量, 自我报告健康非常差和差的个体 = 1	0.0517	0.221	0.067	0.250	0.020	0.139	0.0000

资料来源：根据 CHIPS2002 计算得到。

四 回归分析

(一) 户籍、身份收入差距与主观幸福感

我们首先考察户籍身份、不同户籍人群间的身份收入差距对主观幸福感的影响。我们建立的回归方程如下：

$$Happiness_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 III_j + \alpha_2 Hukou_{ij} + \alpha_3 III_j \times Hukou_{ij} + X_{ij}\beta + Z_j\gamma + \varepsilon_{ij}$$

下标 i 表示个人, j 表示所在的城市。III _{j} 是身份收入差距, X_{ij} 是个人层面的解释变量, Z_j 是除了身份收入差距之外的城市一级解释变量。我们首先做了 4 组回归, 结果

见表4。在第(1)列回归中,我们没有控制户籍身份以及户籍身份和身份收入差距的交互项。在第(2)列回归中我们控制了这两个变量。控制交互项的原因是我们想观察是否处在“优势”地位的城市居民对身份收入差距有不同的态度。

表4 户籍、身份收入差距与主观幸福感的决定因素

	(1)	(2)	(3)	(4)	(4A)	(4B)
	未控制户籍	控制户籍	控制教育差距	控制城市特征	多层次回归	工资差距
身份收入差距	-0.0592 *** (0.0208)	-0.0912 ** (0.0366)	-0.0959 *** (0.0365)	-0.143 *** (0.0398)	-0.141 ** (0.062)	-0.220 *** (0.083)
城市的基尼系数	1.451 *** (0.314)	1.441 *** (0.314)	1.489 *** (0.316)	2.764 *** (0.429)	2.906 *** (0.905)	2.391 *** (0.393)
户籍×身份收入差距		0.0482 (0.0432)	0.0442 (0.0433)	0.0491 (0.0432)	0.0453 (0.0424)	-0.0447 (0.092)
户籍		-0.122 (0.0859)	-0.113 (0.0863)	-0.138 (0.0861)	-0.141 * (0.085)	0.0068 (0.117)
男性	-0.0603 *** (0.0222)	-0.0647 *** (0.0226)	-0.0651 *** (0.0226)	-0.0626 *** (0.0225)	-0.0584 *** (0.0224)	-0.0572 ** (0.0227)
年龄	-0.0236 *** (0.00617)	-0.0225 *** (0.00635)	-0.0221 *** (0.00636)	-0.0232 *** (0.00632)	-0.0231 *** (0.0065)	-0.0227 *** (0.0064)
年龄平方	0.000301 *** (0.0000638)	0.000294 *** (0.0000649)	0.000290 *** (0.0000649)	0.000295 *** (0.0000645)	0.0003 *** (0.0001)	0.0003 *** (0.0001)
已婚	0.105 * (0.0578)	0.0948 (0.0580)	0.0985 * (0.0580)	0.116 ** (0.0576)	0.126 ** (0.0607)	0.119 ** (0.0586)
离婚	-0.256 ** (0.109)	-0.264 ** (0.110)	-0.260 ** (0.110)	-0.249 ** (0.109)	-0.250 ** (0.108)	-0.249 ** (0.109)
丧偶	-0.195 * (0.106)	-0.205 * (0.107)	-0.199 * (0.107)	-0.174 (0.106)	-0.168 * (0.097)	-0.131 (0.106)
教育年限	0.00188 (0.00367)	0.00345 (0.00391)	0.00336 (0.00391)	0.00328 (0.00389)	0.0034 (0.004)	0.0024 (0.0039)
健康好	0.218 *** (0.0253)	0.215 *** (0.0256)	0.215 *** (0.0256)	0.210 *** (0.0256)	0.208 *** (0.026)	0.214 *** (0.0256)
健康差	-0.165 *** (0.0545)	-0.164 *** (0.0545)	-0.164 *** (0.0545)	-0.173 *** (0.0540)	-0.177 *** (0.0503)	-0.169 *** (0.0539)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(4A)	(4B)
	未控制户籍	控制户籍	控制教育差距	控制城市特征	多层次回归	工资差距
共产党员	0.0698 *** (0.0269)	0.0713 *** (0.0270)	0.0725 *** (0.0270)	0.0707 *** (0.0269)	0.0769 *** (0.0279)	0.0693 *** (0.027)
失业	-0.186 *** (0.0713)	-0.179 ** (0.0718)	-0.181 ** (0.0717)	-0.184 *** (0.0710)	-0.175 *** (0.0588)	-0.179 ** (0.071)
家庭人均 收入对数	0.257 *** (0.0185)	0.256 *** (0.0194)	0.254 *** (0.0194)	0.269 *** (0.0209)	0.268 *** (0.0201)	0.285 *** (0.0211)
预期收入 大幅增加	0.326 *** (0.0616)	0.325 *** (0.0618)	0.323 *** (0.0617)	0.320 *** (0.0622)	0.308 *** (0.0585)	0.306 *** (0.0634)
预期收入 小幅增加	0.110 *** (0.0238)	0.109 *** (0.0238)	0.110 *** (0.0238)	0.111 *** (0.0238)	0.110 *** (0.0241)	0.103 *** (0.0239)
预期收入下降	-0.364 *** (0.0344)	-0.363 *** (0.0345)	-0.362 *** (0.0345)	-0.357 *** (0.0343)	-0.352 *** (0.0317)	-0.352 *** (0.0347)
人均住房面积	0.00418 *** (0.00123)	0.00444 *** (0.00123)	0.00442 *** (0.00123)	0.00478 *** (0.00125)	0.0051 *** (0.0014)	0.0041 *** (0.0013)
教育差距			-0.116 * (0.0699)	-0.262 *** (0.0771)	-0.235 (0.161)	-0.119 (0.0754)
人均 GDP/10 ⁴				0.0380 (0.0525)	0.044 (0.11)	0.0238 (0.0584)
人口增长				-3.930 *** (0.827)	-3.880 ** (1.707)	-2.102 ** (0.967)
大城市				0.101 *** (0.0291)	0.11973 * (0.0635)	0.073 *** (0.0283)
中部				0.0380 (0.0362)	0.0519 (0.0738)	-0.0109 (0.0395)
西部				-0.0466 (0.0430)	-0.0595 (0.0832)	-0.0351 (0.041)
常数项	-0.0453 (0.228)	0.00957 (0.258)	0.171 (0.273)	0.00541 (0.275)	-0.109 (0.410)	-0.189 (0.283)
观察值	5630	5630	5630	5630	5630	5630
调整的 R ²	0.145	0.145	0.146	0.152	-6640.83 ⁽²⁾	0.154

注：(1) *，**，*** 分别表示系数在 10%，5% 和 1% 的水平上显著，括号内为异方差稳健性标准误；(2) 多层次回归对应的是 Log Restricted-Likelihood 值。

资料来源：根据 CHIPS2002 计算得到。

方程(2)可能存在的最大问题就是遗漏变量导致的偏误。我们的核心解释变量是身份收入差距,而这一差距在一定程度上是由两个群体的教育差距决定的。因此,在方程(3)中,我们放入了城市层面的城市居民和移民之间的平均教育水平之比,以缓解可能存在的遗漏变量偏误。在方程(4)中,我们进一步包含了其他一系列的城市特征,以减轻可能存在的遗漏变量偏误。这些城市特征数据来自《中国城市统计年鉴》当年的数据。

所有4个结果的共同发现(也是本文的核心发现)是:身份收入差距减少幸福感,而控制了身份收入差距之后,总体收入差距增加幸福感。一方面,与身份有关的收入差距越大,越意味着弱势群体难以致富,带有相对不利身份的群体便会因此而不快乐。另一方面,身份收入差距所造成的社会矛盾却具有很强的负外部性,身份有利的城市居民也会因此而不快乐。由于身份收入差距可能有一部分源于城市居民和外来移民之间的教育水平差距,我们在方程(3)中控制了教育水平差距。结果显示,身份收入差距的系数没有明显变化,同时不同身份人群的教育水平差距也降低幸福感。我们担心身份收入差距与城市特征有关,进而影响估计结果,于是,我们在(3)的基础上进一步控制了一组城市特征,包括人均GDP、城市非农人口增长率、是否是大城市以及中、西部的哑变量^①。结果发现,身份收入差距给幸福感带来的负面影响更大了,这反过来说明,遗漏城市变量并未高估身份收入差距的影响。

在控制了身份收入差距之后,与身份无关的城市基尼系数是增加快乐的。在 Knight & Gunatilaka (2010a) 对于 CHIPS 数据农村样本的研究中,同样发现县层面的基尼系数会显著增加农村居民的快乐。对于这一结果,我们的解释与 Knight & Gunatilaka (2010a) 相同:在收入快速提高的时候,收入差距扩大使得人们乐观预期将来有机会获得高收入。但我们必须强调,收入差距扩大增加快乐的前提条件是人们获取更高收入的机会不能受到户籍身份限制。在方程(4)中控制了一些主要的城市层面的变量之后发现,基尼系数对快乐的影响明显增大了。这说明,整体收入差距对幸福感的影响

① 我们以1990年非农人口大于150万来作为大城市的定义。在我们的26个样本城市中,北京、沈阳、武汉、广州、重庆、成都这6个城市被定义为大城市。1990年,全中国这样的大城市有14个,均为区域经济的中心城市。如果采取100万为界线,则全国有31个城市符合条件,而在这31个城市当中,实际上城市规模的差距是非常大的。控制中、西部的哑变量是为了进一步控制国家在区域发展政策上的差异,以及东、中、西部在地理和自然条件上的差异。

是稳健的^①。但是，与 Knight & Gunatilaka (2010a) 一样，我们必须承认，本文计算的基尼系数是基于 CHIPS 数据的样本，可能因为样本中户籍人口与非户籍人口比例和现实中不一致，不能精确度量总体不平等。幸运的是，本文所计算的城市级基尼系数的均值是 0.3459，而 Ravallion & Chen (2007) 所估计的中国城市居民收入基尼系数在 2002 年为 0.3265，两者基本一致。本文的身份收入差距和总体收入差距均是城市一级变量，同一个城市的个体因为有相同的城市特征，有较接近的方差，而不同城市的个体差距较大，考虑到这一数据性质，我们在模型 (4) 的基础上使用多层次回归 (multilevel regression) 重新进行了估计，结果基本不变 (见模型 4A)。考虑到身份收入差距中可能带有的不平等主要来自于劳动力市场，且不同户籍身份的居民的收入构成不同，因此，我们将身份收入差距替换成不同户籍身份的居民间的工资之比，结果显示，工资之比仍然是显著降低居民幸福感的，而且其系数是身份收入差距的系数的约 1.5 倍。

在方程 (1) 基础上加入户籍，以及户籍与身份收入差距的交互项后，这两项并不显著，这说明，总体来说，似乎城市居民在对待身份收入差距的态度上并没有与外来移民有明显差别。我们猜测，这可能是与我们没有充分考虑城市居民内部的不同身份有关。对此，我们在下一节再分析。

其他回归系数与同样使用 CHIPS 数据研究中国居民幸福感决定因素的文献一致 (罗楚亮, 2006; Knight & Gunatilaka, 2010a; Knight & Gunatilaka, 2010b; Knight et al., 2009)，同时，也显示出中国居民幸福感决定因素的一些特点。相对于女性，男性的幸福感更低。男性在社会中承担更大的责任，面对更多的压力，因此他们的幸福感相对更低。在其他文献中，性别对快乐的影响或者是不显著的 (Luttmer, 2005)，或者是男性幸福感更低 (Alesina et al., 2004)，但也有文献发现女性更不快乐 (Graham & Felton, 2005)。年龄对主观幸福感的效应呈现出了 U 型曲线，在方程 (4) 中转折点在 39.3 岁。这一结果也易于理解：中年时代面临着更多的工作责任和家庭负担，因此幸福感在生命周期中处于最低。年龄与幸福感之间的 U 型关系也是大多数文献的发现 (Alesina et al., 2004; Luttmer, 2005; Graham & Felton, 2005)。婚姻状况也会影响人的幸福感，已婚人口更能享受家庭生活带来的乐趣，因此幸福感更

① 由于收入差距扩大在一定程度上有利于产生激励效应，而当收入差距非常大时会损害到物质资本和人力资本积累，因此我们也尝试了同时控制基尼系数本身和其平方项，结果发现这两个系数都不显著。

高。相对于未婚来说，离婚和丧偶却显著地并且较大幅度地降低人们的幸福感。这预示着婚姻好比一场赌博，如果离婚的概率超过46.6%，就不如做个快乐的单身汉。受教育年限不显著影响人的主观幸福感，同样利用CHIPS数据，罗楚亮（2006）发现，即使将城镇样本的受教育程度用所获得学历的哑变量来度量，各个层次的受教育水平都没有显著增加快乐。这与其他的研究发现不同，在通常情况下，教育会增加幸福感。但在中国，教育对幸福感的影响已经被收入等所体现了。因此，在控制了收入等因素之后，教育并没有体现出其他影响快乐的机制，这也体现出在中国教育投资的功利性质。

其他的发现均易于理解，或者与既有文献保持了一致。如果一个调查者正处于失业状态的话，那么他的主观幸福感会显著地下降，这和直觉相符，也和其他研究文献的发现相符（Winkelmann & Winkelmann, 1998；罗楚亮，2006）。在我们的估计中发现，家庭人均年收入对于个人的主观幸福感有显著正效应，更高收入的家庭，幸福感更高。在第（4）列中收入的半弹性达到0.27左右，和Knight & Gunatilaka（2010b）的估计结果接近。而共产党员的身份显著地增加快乐，这可能是因为党员身份代表了一种政治资本或者社会资本。已经有文献发现，党员身份能够增加收入（Appleton et al., 2005；Knight & Yueh, 2008；李爽等，2008；Li et al., 2009），但即使我们控制了收入，党员身份仍然能够提高幸福感，说明党员身份还能够带来一些非收入的收益。我们还控制了个人对于未来5年收入变化的预期，发现的结果符合直觉：那些预期5年后收入会大幅上升的个体幸福感显著更高，而预期5年后收入小幅上升的个体幸福感虽然也提高，但幅度却只有预期收入大幅增加的人群的1/3。而那些悲观地预期5年后收入下降的人群相对于预期不变的参照组，他们的幸福感显著地下降。个人自评的健康状况也显著影响主观快乐。那些报告健康程度“非常好”和“好”的受访者的幸福感显著高于健康程度“一般”的人群，而报告健康程度“不好”和“非常不好”的受访者，幸福感显著更低。

我们所考察的城市特征对于幸福感的影响也非常有趣。我们在第（4）列回归中，控制了一系列城市层面的经济、人口、地理变量。我们首先发现，以人均GDP（千元）来衡量的一个地区经济发展水平，不显著影响幸福感，说明在控制了家庭收入等变量后，人均GDP并未体现居民的福利水平，也许是因为更富有的城市并不一定具有更好的公共服务和生活质量。在中国城市，各个地区的本地居民人口自然增长率都不高，而城市非农人口的增长主要来自于外来人口的进入。我们控制了每个城市的1998 -

2002 年的年均非农人口增长率^①。由于有户籍制度的限制，而城市公共资源的总量是按户籍人口配置的，因此，人口增长率更快时，人们会感受到拥挤以及人均公共品下降，因此他们的幸福感将会更低。结果看到，一个城市的非农人口增长率与幸福感显著负相关。但是，我们并不能因此而反对移民和城市规模的扩张，因为城市扩张还带来经济增长的规模效应和生活质量的提高。我们的确发现，在我们定义的大城市，平均的幸福感更高。因此，城市规模扩张总体上是好的，但人口规模增长太快就不利于幸福感的提高了。或者说，如果城市规模扩张有客观需要的话，那么，城市就应该有相应的措施来增加公共服务的供给，缓解拥挤效应。

将身份收入差距对于幸福感的影响与其他因素的影响进行一下比较也是非常必要的。根据第（4）列的结果，身份收入差距下降 1（相当于这一变量均值的一半）所带来的快乐提升，相当于家庭人均收入提高 53.2%。按照中国城镇居民人均收入 9% 的 annual 增长率来算，这一效应约等于城镇居民 5 年复合的收入增长；按照农村居民人均收入 6% 的 annual 增长率来算，这一效应约等于 7.6 年复合的收入增长。同时，身份收入差距下降 1 所增加的幸福感受相当于人均住房面积增加 29.9 平方米。而根据中国住房和城乡建设部部长姜伟新在北京举行的全国住房和城乡建设工作会议上公布的数据，截至 2009 年底，中国城市人均住宅建筑面积约 30 平方米。也就是说，通过缩小身份收入差距来提升居民幸福感和构建和谐社会的效应非常巨大。

（二）城市居民内部的身份差异、收入差距与主观快乐

在表 4 中，户籍以及户籍与身份收入差距的交互项都不显著。我们猜测，这可能是与我们没有充分考虑城市居民内部的不同身份有关。因为按道理来说，城市居民虽然会受到身份收入差距的负外部性的影响，但毕竟他们相对是收入较高的群体，会因此而更快乐才对。从实证研究的进展来看，微观个体的异质性对于研究和政策制定都是非常重要的，这是本文区分不同人群对身份收入差距的不同反应的意义所在。

虽然户籍制度长期存在，但是从农村户籍转变为城市户籍的情况也是有的。通过读大学、成为政府官员、参军、政府征用土地、在城市买房产甚至直接购买户籍，都是（或曾经是）转变户籍身份的方式。那么，如果一个城市居民出生在农村（我们称之为“新城市人”），身份收入差距又会如何影响他的幸福感？如果他们在城市中居住时间越长，是不是会在行为上越趋同于生来就是城市户籍的居民（我们称之为“老城

^① 由于数据可得性的问题，其中一个样本城市甘肃平凉的人口增长率用 2002 - 2004 年间的数据代替。

市人”)？回答这两个问题是重要的，如果“新城市人”厌恶身份收入差距，并且他们的主观感受并不因在城市居住年限增加而趋同于“老城市人”的话，他们可能就是未来缩小身份收入差距政策的支持者，因为他们已经由于拥有城市户籍而拥有了对城市政策的发言权。根据问卷，我们用一组新的哑变量来代表不同的户籍身份。这里，我们区分了三类人：外来移民、“老城市人”和“新城市人”。“老城市人=1”表示那些出生在城市的个体；“新城市人=1”代表曾经是农村户籍，已经通过一定方式转换成城市户籍的人口。基准组依然是外来无本地户籍人口。我们将这两个虚拟变量和身份收入差距做了交互项，来观察“新城市人”和“老城市人”对身份收入差距是否存在不同态度。回归结果如表5所示。

表5 主观幸福感的决定因素（区分“新”、“老”城市人）

	(5)	(6)	(7)	(8)
身份收入差距	-0.125 *** (0.0398)	-0.127 *** (0.0413)	-0.140 *** (0.0398)	-0.145 *** (0.0415)
城市的基尼系数	2.589 *** (0.422)	2.646 *** (0.436)	2.817 *** (0.429)	2.898 *** (0.445)
老城市人	-0.217 ** (0.0912)	-0.220 ** (0.0933)	-0.197 ** (0.0915)	-0.203 ** (0.0935)
新城市人	0.00855 (0.113)	0.00797 (0.114)	0.0120 (0.113)	0.00896 (0.114)
老城市人 * 身份收入差距	0.0803 * (0.0457)	0.0807 * (0.0469)	0.0692 (0.0458)	0.0718 (0.0470)
新城市人 * 身份收入差距	0.00105 (0.0565)	-0.0377 (0.0653)	-0.00192 (0.0564)	-0.0381 (0.0650)
新城市人 * 在城市居住时间 * 身份收入差距		0.00136 (0.00102)		0.00134 (0.00102)
教育差距			-0.256 *** (0.0771)	-0.256 *** (0.0779)
常数项	-0.343 (0.267)	-0.350 (0.272)	-0.0581 (0.276)	-0.0688 (0.280)
个人和城市特征	已控制	已控制	已控制	已控制
观察值	5630	5478	5630	5478
调整的 R ²	0.151	0.154	0.152	0.155

注：*，**，*** 分别表示系数在10%，5%和1%的水平上显著，括号内为异方差稳健性标准误。

资料来源：根据 CHIPS2002 计算得到。

我们分三种户籍类型的个体来讨论。先看第(5)列的回归结果,和表4的结果相同,拥有农村户籍的外来劳动力更加厌恶身份收入差距(边际效应为 -0.125)。那些从来没有改变过户籍身份的城市居民,他们会因为身份收入差距的扩大带来的负外部性而感到不快乐,但是,他们又会同时因为自己属于收入较高的群体而感到快乐,因此,当身份收入差距扩大时,他们的幸福感降低的程度远远低于其他人群($-0.125 + 0.0803 = -0.0447$)。在这样小的一个边际效应之下,虽然“老城市人”也会支持城市内部的社会融合政策,但是,只要“政策支持”需要一个很小的行动成本,那么,他们就可能会放弃实际的支持行动。进一步来看,虽然“老城市人”哑变量的系数是负的,但这并不意味着他们一定比农村移民更不快乐。事实上,只要身份收入差距超过2.7,“老城市人”的强势地位就足以使他们的幸福感超过外来移民。而在我们的样本中,身份收入差距介于1.12和3.47之间。而只有当身份收入差距不够大时,“老城市人”显得不够强势,相反,他们可能更多地面临着外来人口的竞争,于是会显得更不快乐。

最有趣的是第三类人,即那些曾经是农村户籍,但后来转变为城市户籍的个体。他们对待身份收入差距的态度和外来劳动力没有显著差异,身份收入差距的扩大也显著降低了他们的幸福感。这进一步说明,在表4中,城市人对身份收入差距的态度没有显著地表现出与外来移民的差异,是因为城市居民中有部分的“新城市人”。事实上,“新城市人”占到了全部城市居民的22.4%。同时,这也说明,身份的形成并不只与当下的政策有关,还与个人经历形成的“认同感”有关。从公共政策的层面上来说,城市的经济政策主要由拥有城市户籍的居民决定,“新城市人”可能在其中考虑农村移民的利益。不过,由于这部分人群的比例不够大,可能还不足以影响社会分割政策的变化。

如果“新城市人”对待身份收入差距的态度趋同于外来移民,那么,随着他们在城市居住时间更长,他们的态度会发生改变吗?在方程(6)中,我们加入了“新城市人”哑变量、身份收入差距和城市居住年限的交互项,结果发现,这些转变过户籍的人群并不会因为在城市居住的时间更长而和老城市居民趋同^①。这也使我们能够确信,曾经的农村生活经历将持久地影响个体对身份收入差距的态度。

考虑到身份收入差距中有部分是由教育水平差距导致的,在方程(7)、(8)中,我们进一步控制了教育水平差距这一变量。可以看到,当教育水平差距被控制之后,

① 我们还进一步增加过“新城市人”哑变量、身份收入差距和城市居住年限平方的交互项,交互项仍然是不显著的。

“老城市人”和身份收入差距的交互项也变得不再显著。这意味着，那些除了教育差距之外更带有歧视性质的身份收入差距对幸福的负面作用非常强，其影响对于不同户籍身份的居民来说没有显著差异。

五 结论

本文考察了城市居民与外来移民之间的收入差距对于人们幸福感的影响。收入差距对于幸福感的影响在国际上同类研究中是一个前沿话题。我们的研究发现，城市居民和外来移民均对与户籍身份有关的收入差距表示不满。基于本文的研究，减小身份收入差距对提升居民幸福感的作用不容小视。身份收入差距下降1（相当于这一变量均值的一半）所带来的快乐提升，相当于家庭人均收入提高53.2%和人均住房面积增加29.9平方米（这相当于2009年城市居民的人均住房面积增加一倍）。

在控制了身份收入差距以及其他个人和城市特征之后，不与身份相关的城市总体收入差距（基尼系数）增加幸福感。这说明，在研究收入差距对于幸福感的影响时，必须区分收入差距是否与构成社会分割的身份差异有关。真正会引起社会不满的，并不一定是总体的收入差距，而主要是与身份有关的收入差距，因为这种收入差距是不公平的。这一发现对于研究收入差距的其他影响也提供了新的视角。

我们发现，平均来看，拥有城市户籍的城市居民虽然总体上对身份收入差距不满，但其敏感度并不高，因此，有必要区分城市户籍人口对身份收入差距的不同态度。我们的分析结果是，在拥有城市户籍的人当中，主要是出生在农村的“新城市人”对身份收入差距表示不满。这说明，身份还与生活经历有关。

本文的研究表明，城市内部社会融合政策的潜在支持者主要是没有城市户籍的移民和出生在农村的“新城市人”。目前中国仍然缺乏让没有户籍的人参与城市公共政策决策的机制。通过外来人口代表进入人民代表大会等机制，非户籍人口融入当地城市的进程可能得到政治上更多的保障，从而使城市内部的社会融合政策更好地推进。

在快速的城市化进程中，如果对城市的社会融合重视不够，而在移民大量进入的大城市和特大城市户籍制度改革迟滞，那么，随着非本地户籍常住人口的比重越来越高，城市“新二元结构”所造成的社会不和谐就将日益累积，反过来这又将成为制约中国城市发展的负面因素。

参考文献：

- 陈钊、陆铭（2008），《从分割到融合：城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》，《经济研究》第1期，第21-32页。
- 陈钊、徐彤、刘晓峰（2012），《户籍身份、示范效应与居民幸福感：来自上海和深圳社区的证据》，《世界经济》第4期，第79-101页。
- 何立新、潘春阳（2011），《破解中国的“Easterlin悖论”：收入差距、机会不均与居民幸福感》，《管理世界》第8期，第11-22页。
- 李爽、陆铭、佐藤宏（2008），《非市场力量的价值：党员身份与社会网络的回报在不同所有制企业是否不同？》，《世界经济文汇》第6期，第23-39页。
- 刘晓峰、陈钊、陆铭（2010），《社会融合与经济增长——城市化和城市发展的内生政策变迁理论》，《世界经济》第6期，第60-80页。
- 陆铭（2011），《玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化》，《南方经济》第6期，第23-37页。
- 陆铭、陈钊、万广华（2005），《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》，《经济研究》第12期，第4-14页。
- 陆铭、王亦琳、潘慧、杨真真（2008），《政府干预与企业家满意度——以广西柳州为例的实证研究》，《管理世界》第7期，第116-125, 159页。
- 罗楚亮（2006），《城乡分割、就业状况与主观幸福感差异》，《经济学（季刊）》第2期，第188-211页。
- 宋洪远（2004），《关于农村劳动力流动的政策问题分析》，载于姚洋主编《转轨中国：审视社会公正和平等》，北京：中国人民大学出版社，第307-339页。
- 严善平（2007），《人力资本、制度与工资差别——对大城市二元劳动力市场的实证分析》，《管理世界》第6期，第4-13页。
- 张晓波（2004），《中国教育和医疗卫生中的不平等》，载于姚洋主编《转轨中国：审视社会公正和平等》，北京：中国人民大学出版社，第209-228页。
- Alesina, Alberto, Rafael Di Tella & Robert MacCulloch (2004). Inequality and Happiness: Are Europeans and American Different? *Journal of Public Economics*, 88(9-10), 2009-2042.
- Appleton, Simon, Lina Song & Qingjie Xia (2005). Has China Crossed the River? The Evolution of Wage Structure in Urban China during Reform and Retrenchment. *Journal of*

Comparative Economics, 33(4), 644 – 663.

Benhabib, Jess & Aldo Rustichini (1996). Social Conflict and Growth. *Journal of Economic Growth*, 1(1), 129 – 146.

Brockmann, Hilke, Jan Delhey, Christian Welzel & Hao Yuan (2008). The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy. *Journal of Happiness Studies*, 10(4), 387 – 405.

Clark, Andrew & Claudia Senik (2010). Who Compares to Whom? The Anatomy of Income Comparisons in Europe. *Economic Journal*, 120(544), 573 – 594.

Deng, Quheng & Björn Gustafsson (2006). China's Lesser Known Migrants. *IZA Discussion Paper No. 2152*.

Easterlin, Richard A. (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. In Paul A. David & Melvin W. Reder (ed.), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramowitz*. New York: Academic Press, pp. 89 – 125.

Easterlin, Richard A. (1995). Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All? *Journal of Economic Behavior and Organization*, 27(1), 35 – 48.

Easterlin, Richard A. (2001). Income and Happiness: Towards a Unified Theory. *Economic Journal*, 111(473), 465 – 484.

Ferrer-i-Carbonell, Ada & Paul Frijters (2004). How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness? *Economic Journal*, 114(497), 641 – 659.

Frey, Bruno S. & Alois Stutzer (2002). What Can Economists Learn from Happiness Research? *Journal of Economic Literature*, 40(2), 402 – 435.

Graham, Carol & Andrew Felton (2005). Inequality and Happiness: Insights from Latin America. *Journal of Economic Inequality*, 4(1), 107 – 122.

Kingdon, Geeta Gandhi & John Knight (2007). Community, Comparisons and Subjective Well-being in a Divided Society. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 64(1), 69 – 90.

Knight, John & Linda Yueh (2008). The Role of Social Capital in the Labor Market in China. *Economics of Transition*, 16(3), 389 – 414.

Knight, John & Ramani Gunatilaka (2010a). Great Expectations? The Subjective Well-being of Rural-Urban Migrants in China. *World Development*, 38(1), 113 – 124.

Knight, John & Ramani Gunatilaka (2010b). The Rural-Urban Divide in China: Income but Not Happiness? *Journal of Development Studies*, 46(3), 506 – 534.

- Knight, John, Lina Song & Ramani Gunatilaka (2009). Subjective Well-being and Its Determinants in Rural China. *China Economic Review*, 20(4), 635 – 649.
- Li, Shuang, Ming Lu & Hiroshi Sato (2009). Power as a Driving Force of Inequality in China: How Do Party Membership and Social Networks Affect Pay in Different Ownership Sectors? *CESifo Economic Studies*, 55(3 – 4), 624 – 647.
- Liu, Zhiqiang (2005). Institution and Inequality: the Hukou System in China. *Journal of Comparative Economics*, 33(1), 133 – 157.
- Luttmer, Erzo F. P. (2005). Neighbors as Negatives: Relative Earnings and Well-being. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3), 963 – 1002.
- McBride, Michael (2001). Relative-income Effects on Subjective Well-being in the Cross-section. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 45(3), 251 – 278.
- Meng, Xin & Nansheng Bai (2007). How Much Have the Wages of Unskilled Workers in China Increased: Data from Seven Factories in Guangdong. In Ross Garnaut and Ligang Song (ed.), *China: Linking Markets for Growth*. Canberra: Asia Pacific Press, pp. 151 – 175.
- Ravallion, Martin & Shaohua Chen (2007). China's (Uneven) Progress against Poverty. *Journal of Development Economics*, 82(1), 1 – 42.
- Rousseau, Jean-Benoit Gregoire (2008). Happiness and Income Inequality. *University of Michigan Working Paper*.
- Stewart, Frances & Arnim Langer (2007). Horizontal Inequalities: Explaining Persistence and Change. *CRISE Working Paper No. 39*.
- Stewart, Frances (2001). Horizontal Inequalities: A Neglected Dimension of Development. *UNU World Institute for Development Economics Research Working Paper*.
- Stewart, Frances, Graham Brown & Luca Mancini (2005). Why Horizontal Inequalities Matter: Some Implications for Measurement. *CRISE Working Paper No. 19*.
- Wan, Guanghua, Ming Lu & Zhao Chen (2006). The Inequality-Growth Nexus in the Short and Long Runs: Empirical Evidence from China. *Journal of Comparative Economics*, 34(4), 654 – 667.
- Wang, Fei-Ling (2004). Reformed Migration Control and New Targeted People: China's Hukou System in the 2000s. *The China Quarterly*, 177, 115 – 132.
- Winkelmann, Liliana & Raine Winkelmann (1998). Why Are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data. *Economica*, 65(257), 1 – 15.

Wu, Xiaogang & Donald J. Treiman (2007). Inequality and Equality under Chinese Socialism: The Hukou System and Intergenerational Occupational Mobility. *American Journal of Sociology*, 113(2), 415 – 445.

Zhang, Dandan & Xin Meng (2007). Assimilation or Disassimilation? —The Labour Market Performance of Rural Migrants in Chinese Cities. Paper presented at the 6th conference on Chinese economy, CERDI-IDREC, Clermont-Ferrand, France, Oct. 18 – 19.

Fairness and Happiness

Lu Ming^{1,2}, Jiang Shiqing³ & Sato Hiroshi⁴

(Shanghai Jiaotong University¹; Fudan University²;

Industrial Securities Co. Ltd.³; Hitotsubashi University⁴)

Abstract: Based on a national representative data set from urban China, this paper finds that people feel unhappy in a new dualist structure if inequality is related to their *hukou* identity, no matter whether they are urban residents with or without local *hukou*. Compared with local residents, migrants suffer more from *hukou*-related inequality. Averagely speaking, the happiness score increased through reducing resident-migrant per capita income ratio by 1, about half of its mean, is equivalent to the effects of raising per capita income by 53.2% or per capita housing area by 29.9 M². We also find that among urban residents with *hukou*, it is mainly those born in rural area who are unhappy with *hukou*-related inequality. This study implies that identity-related inequality means unfairness that reduces happiness.

Keywords: happiness, inequality, *hukou* identity, urban development

JEL Classification: I31, O15, R23

(责任编辑: 王美艳)