 

**硕士研究生学位论文**

|  |  |
| --- | --- |
| **题目：** | **中国城镇居民收入的代际**  **流动性及传递机制——基于 CHNS 数据的系数估计及 CHIPs 数据的渠道分析** |

姓 名： 马骁骁

学 号： 1101211600

院 系： 经济学院

专 业： 西方经济学

研究方向： 计量经济学

导师姓名： 董志勇 教授

二〇一三 年 六 月

版权声明

任何收存和保管本论文各种版本的单位和个人，未经本论文作者同意，不得将本论文转借他人，亦不得随意复制、抄录、拍照或以任何方式传播。否则，引起有碍作者著作权之问题，将可能承担法律责任。

摘 要

本文以CHNS数据库为样本，以代际收入传递的双对数模型为依托，着眼于中国城镇居民收入的代际流动性强弱问题，结合已有估计方法和结论，对于城镇居民的代际弹性系数按亲子关系类型进行估计。结果发现，我国城镇居民总体代际流动性在0.7左右，其代际弹性远高于世界平均水平，并且父子关系为代际传导最为明显的亲子关系。这说明，我国存在较强的代际传导机制，社会的代际流动性弱，未能实现机会公平。在此基础之上，本文再次利用CHIPs数据库和投资-回报方程模型法分析了中国代际收入的传递渠道的类型，结果发现以房产财富和金融资产为代表的家庭财富渠道占据主导，以教育为主的人力资本和家庭社会关系居其次，而父亲的党员身份则在样本中表现并不明显。因此，需要政府采取相应措施，保障广大居民“住有所居”，实现“有恒产者有恒心”的目标，尽力实现住房分配的平等性；此外，还应坚持教育为本、百年树人的国之大计，提高国民的整体文化素质，普及大众教育，强化精英教育；同时，还需要试图推行可行的政治改革，弱化权力的寻租行为；种种以上行为都是为了减少收入的代际传递性，实现社会的机会公平，促进公平和效率关系辩证统一的和谐发展。

**关键词：**城镇居民收入； 社会流动性； 机会公平； 代际收入弹性系数； 代际传导机制

**The Income Intergenerational Mobility and Transfer Mechanism of Chinese Urban Residents——Coefficient Estimation on CHNS dataset and Mechanism Analysis on CHIPs**

**dataset**

Xiaoxiao Ma (Economics)

School of Economics in Peking University Directed by Prof. DONG Zhiyong

**Abstract**

This paper estimated the intergenerational elasticity coefficient of urban residents by parent-child relationship, based on CHNS database and combined with existing estimation methods and conclusions, by means of intergenerational income transfer dual- logarithm model, focusing on the strength of income liquidity problems of Chinese urban residents. It was found that the overall intergenerational mobility of urban residents in China is approximately 0.7, much higher than the world average, and the father-son intergenerational transfer pattern is the most significant parent-child channel. This shows that there exists a strong intergenerational transmission mechanism in China and social intergenerational mobility is weak, failing to realize a fair chance. On this basis, the paper makes use of CHIPs database and investment - return equation model to distract the type of intergenerational income transfer channels, which draws a conclusion that housing wealth and financial assets characterized by household wealth channels play a dominating role, while the human capital channel characterized by education and family and social relations occupy the next. However, the father's party membership is not obvious in the empirical sample.

Therefore, the national and local government need to take corresponding steps to protect the residents' right to live in and then realize the goal of" People owning immovable

Properties have perseverance", trying to achieve equality of the housing allocation. Furthermore, it should adhere to the education-oriented nation's plan of taking at least a hundred years to rear people, so as to improving the nation's overall cultural quality, popularizing public education and strengthening elite education. Also, it is necessary to implement practical political reform and weaken the seeking-rent behavior of power. All of these above aim to weakening the intergenerational transmission of income, realizing social opportunity equity and promoting the harmonious development of equality and efficiency.

**Keywords:** Urban Residents Income; Social Mobility; Opportunity Equality; Intergenerational Elasticity Coefficient; Intergenerational Transfer Mechanism

目 录

[摘 要](#_Toc686786094) 3

**[Abstract](#_Toc686786095)** 3

**[1](#_Toc686786096)** [前言](#_Toc686786096) 4

**[1.1](#_Toc686786097)** [研究背景](#_Toc686786097) 4

**[1.2](#_Toc686786098)** [研究意义](#_Toc686786098) 5

**[1.3](#_Toc686786099)** [研究内容](#_Toc686786099) 5

**[2](#_Toc686786100)** [文献回顾与述评](#_Toc686786100) 5

**[2.1](#_Toc686786101)** [代际传递弹性系数](#_Toc686786101) 5

**[2.2](#_Toc686786102)** [代际传导机制](#_Toc686786102) 6

**[3](#_Toc686786103)** [理论和概念阐释](#_Toc686786103) 6

**[3.1](#_Toc686786104)** [模型推导](#_Toc686786104) 6

**[3.1.1](#_Toc686786105)** [代际弹性的双对数模型](#_Toc686786105) 6

**[3.1.2](#_Toc686786106)** [代际传导机制模型：中间变量法](#_Toc686786106) 8

**[3.2](#_Toc686786107)** [代际收入传递和社会收入不公平程度](#_Toc686786107) 9

**[4](#_Toc686786108)** [代际收入弹性](#_Toc686786108)**[11](#_Toc686786108)** 9

**[4.1](#_Toc686786109)** [模型与数据](#_Toc686786109) 10

**[4.1.1](#_Toc686786110)** [变量选取](#_Toc686786110) 10

**[4.1.2](#_Toc686786111)** [数据清理](#_Toc686786111) 10

**[4.1.3](#_Toc686786112)** [样本匹配](#_Toc686786112) 10

**[4.1.4](#_Toc686786113)** [样本随机性](#_Toc686786113) 10

**[4.2](#_Toc686786114)** [实证结果](#_Toc686786114) 16

**[4.2.1](#_Toc686786115)** [实证思路](#_Toc686786115) 16

**[4.2.2](#_Toc686786116)** [估计结果](#_Toc686786116) 16

**[4.3](#_Toc686786117)** [国际对比](#_Toc686786117) 17

**[5](#_Toc686786118)** [代际收入传递机制](#_Toc686786118) 18

**[5.1](#_Toc686786119)** [模型与数据](#_Toc686786119) 18

**[5.1.1](#_Toc686786120)** [变量说明](#_Toc686786120) 19

**[5.1.2](#_Toc686786121)** [样本与数据](#_Toc686786121) 19

**[5.2](#_Toc686786122)** [实证分析](#_Toc686786122) 20

**[5.2.1](#_Toc686786123)** [描述性统计](#_Toc686786123) 20

**[5.2.2](#_Toc686786124)** [回归结果](#_Toc686786124) 25

**[6](#_Toc686786125)** [结论与不足](#_Toc686786125) 28

**[6.1](#_Toc686786126)** [主要研究结论](#_Toc686786126) 28

**[6.2](#_Toc686786127)** [本文的不足](#_Toc686786127) 28

[参考文献](#_Toc686786128) 28

[附录](#_Toc686786129) **[A](#_Toc686786129)** 29

[附录](#_Toc686786130) **[B](#_Toc686786130)** 46

表格目录

表 1 全样本下的描述性统计结果 17 4

表 3 父母和子女收入同时非缺失的情况下的描述性统计结果 18 4

表 5 代际收入传递弹性系数β的国际估计值 20 4

表 6 CHIPs各年份主要变量的描述性统计 25 4

表 7 中国城镇代际收入传递渠道系数 27 4

表**1** 全样本下的描述性统计结果 10

表**2** 父亲和母亲收入同时非缺失的情况下的描述性统计结果 12

表**3** 父母和子女收入同时非缺失的情况下的描述性统计结果 13

表**4** 代际收入传递弹性系数β的估计值 16

表**5** 代际收入传递弹性系数β的国际估计值 17

表 **6** CHIPs各年份主要变量的描述性统计 20

表**7** 中国城镇代际收入传递渠道系数 25

**表目录**

表 1 全样本下的描述性统计结果 17

[表 2 父亲和母亲收入同时非缺失的情况下的描述性统计结果 17](#_bookmark18)

表 3 父母和子女收入同时非缺失的情况下的描述性统计结果 18

[表 4 代际收入传递弹性系数β的估计值](#_bookmark22) 19

表 5 代际收入传递弹性系数β的国际估计值 20

表 6 CHIPs各年份主要变量的描述性统计 25

表 7 中国城镇代际收入传递渠道系数 27

# **1** 前言

## **1.1** 研究背景

“效率”与“公平”辩证统一的矛盾关系，是每个国家自始至终都需要为之协调和关注的问题，是任何经济体都始终追寻的两大目标。“效率”是一个纯技术性的经济学概念，是指社会资源的有效配置，通常被表现为社会是否达到了其生产可能性边界。它衡量的是人作为主体改造客观自然界的能力，体现的是主体与客体的作用关系，属于生产力的范畴。而“公平”则较多的涉及到社会伦理层面，从社会哲学上说，公平是一个具有丰富内涵和宽广外延的概念，从范畴上说，有政治公平、经济公平、社会道德公平等划分。赵学清（2007）认为，“公平是指不偏袒任何一方，运用同一尺度合理分配权利或利益。经济公平则是指在社会经济生活中，不同的经济主体的权利和利益分配合理，不偏不倚，它体现的是人与人、人与社会之间的反应链，属于生产关系的范畴。经济公平是社会公平的基础和核心。没有经济公平，社会公平的其他方面就失去了支撑”。由于公平是生产关系的具体价值体现，那么公平也成为一个历史范畴，不同时代下“公平”具有不同的含义。

“效率”关系着一国经济增长的速度和潜力，“公平”则关系着能否维持经济增长下的社会稳定和增长后劲。如果过分强调公平忽视效率，则会扼杀劳动积极性，仅能实现以牺牲经济增长为代价的极低水平的平均主义；反之，如果过分强调效率忽视公平，则会影响经济环境的稳定，削弱可持续发展的动力，最终波及到更高效率的实现。

改革开放以来，中国经济迅速崛起，经济体制开始市场化转轨，新的收入分配格局逐步建立，社会主义市场经济体制已经建立并在不断完善。但与此同时，社会各阶层的收入差距日益明显。尽管根据库兹涅茨“倒U型”收入分配假说对于[经济增长](http://baike.baidu.com/view/73375.htm)与[收入](http://baike.baidu.com/view/604597.htm)分配关系的解释1，收入分配格局的不平等理应为经济发展在某一阶段

1 在经济起飞和未充分发展的阶段，[收入](http://baike.baidu.com/view/604597.htm)分配将随同经济发展而趋于更加不平等。这种不平等的状况会随着经济的增长不断加剧，但在达到一定的临界水平后，会暂时出现[收入](http://baike.baidu.com/view/604597.htm)分配格局无明显变化的时期。在到达经济充分发展的阶段，收入分配将趋于平等。

内的必然产物，现阶段收入差距扩大的趋势也符合我国社会主义初级阶段的经济现实。然而，社会主义市场经济这一经济体制有别于西方资本主义市场经济的特殊性和马克思主义的经济理论背景决定了经济运行中公平和效率的结构性统一是其所要澄清和解决的首要问题：自1978年至今的经济改革以来，个人的积极性被有效调动，国民经济总额年年攀升并保持着良好的增长态势2，可以简单的认为，经济增长的效率问题已经得到了初步解决。经济基础决定上层建筑，相应的，对效率与公平关系的阐述也经历了一个逐渐演变的过程：改革开放初期“效率为前提”，

1987年“十三大”提出“在促进效率提高的前提下体现社会公平”，1992年“十四大”强调“效率和公平兼顾”，1993年三中全会则修正为“效率优先、兼顾公平”，2005 年

10月改为“更加注重公平”再到2007年“十七大”确立为“提高效率同促进公平结合起来，初次分配注重效率，再次分配注重公平”。综上所述，要理顺效率和公平的结构性关系，应把尽快建立起经济公平秩序作为解决现实经济中效率和公平问题的切入点。

经济公平的思想是马克思经济思想和社会公平思想的主要组成部分，一般而言可以划分为起点公平、机会公平、规则公平、结果公平四大方面（李西源，殷焕举，2011）。其中起点公平和机会公平是实现经济公平秩序的首要前提，二者在概念上亦是相互交叉但又互有区别的关系。所谓起点公平，更多的是主张经济参与主体的经济人格和法律地位上的形式平等，强调双方是平等的交易主体。譬如，西方各国在进行资本主义经济革命后，劳资双方的雇佣劳动关系较之封建地主的人身依附关系而言在经济公平的意义上无疑是一种进步，因为此时被雇佣的劳动力具有一定的人身自由3。所谓机会公平，就是指市场参与主体，不因其经济背景、家庭禀赋和特定文化历史环境而不得、少得或多得某种参与竞争的机会。所谓规则公平，则是指市场经济的运行规则对任何人都一视同仁，参与竞争者都一致地遵守市场原则，而不考虑该规则的运作对某部分人是有利还是不利。李西源，殷焕举（2011）认为，等价交换和按劳分配是两项重要的经济公平规则。结果公平的含义则非常直

2 自1978年改革开放以来，中国的国民生产总值增长速度有“八九不离十”一说，即年增长率多在8%近10%

左右，速度之快、持续时间之长令很多国家咋舌，甚至被国际上称作“增长的奇迹”“东亚的奇迹”。

3自由流动、自由选择劳动与不劳动的权利（尽管这种权利受到生存发展需求的极大制约在资本主义制度尤其是早期资本原始积累时期变得几乎没有任何实质意义）。

观，顾名思义就是追求经济运行结果上的平等，即通常社会主义经济体制下所追求的消灭剥削、消除两极分化、最终实现共同富裕和“按需分配”的理想。在此，值得注意的是，衡量公平与否只有在一定的生产关系和阶级中才能得到评价，经济公平是一个历史概念而并非一个普适性的定义，超越特定历史背景的绝对公平是不存在的。

同时，李西源，殷焕举（2011）指出，要实现经济公平有三大途径：合理公平的社会制度是首要前提；生产力发展是物质基础；必要的社会条件是实现手段。从上述公平概念的论述我们可以发现，起点公平是需要从社会根本政治制度4来保障的；规则公平则需要从经济运行体制下的法律、法规和伦理道德规范来实现；结果公平是前三者共同作用下追求的理想目标。因而，在如今中国经济所处的社会主义初级阶段的时代背景下，我们需要更多的关注微观层面的机会公平，即个人是否因为家庭背景、社会环境、遗传禀赋等因素而影响到自己参与市场公平竞争的机会。由于“机会”在市场中是一个较为不确定性的界定，那么关注机会公平很难从竞争机会是否平等本身去衡量，因此需要我们从结果上即收入分配的差距考察其多大程度是由于不均等的机会导致，从而了解机会公平的实现程度、影响机会公平实现的因素以及如何更好的实现机会公平。

## **1.2** 研究意义

关于单个经济体内收入差距问题的考察，可以划分为城乡收入差距、行业收入差距、地区收入差距、不同阶层的收入差距，乃至细化到家庭和个人的收入差距。在家庭收入差距的问题中，又有横向与纵向之分：（1）从横向看，同一代人的不同家庭之间存在收入差距，通常称作“收入分配不均等”；（2）从纵向上看，同一家庭不同代人之间的收入也存在差异，但这种差异往往存在某种关联性，即表现为“收入的代际传递”；两种收入差距即相互联系，又有截然的区别5。二者的联系很容易辨析。首先，收入的代际传递性往往是导致和维持横截面收入不平等的重要原因和

4 譬如奴隶制度、封建制度、资本主义制度和社会主义制度对人身权利、政治权利等的不同定义是对起点公平的决定因素。

5此处仅简要阐述“收入不均等”和“代际流动性”的联系，二者的具体区别在后面的理论模型中会做专门解释说明。

动力：由于在某种社会收入分配机制下，父辈乃至祖辈的经济实力、家庭社会资本乃至人力资本、文化环境的积淀的差异在子女身上得以强力延续，导致上一辈人的收入分配格局被复制到下一代人身上，使得横向的不均等得以维系。其次，收入分配的不平等在动态时间维度上的典型表现即是收入分配靠家庭代际之间的传递的动力要远大于市场竞争的分配作用力，代际传递性越强，收入不平等程度越明显、越剧烈。再次，“收入不均等”作为横向指标更多的是状态值，“收入代际传递”作为纵向指标更多的是增量变化值，收入代际流动性的强弱（或传递弹性的大小）可以引导社会收入不平等的变化趋势6。可以说，两者是同一问题的两个方面。

从社会纵向的角度看，对于收入的代际流动性强弱，普遍被认为是一个反应社会是否能够保证“机会公平”的重要指标。权衡（2008）认为：一国收入分配差距扩大，并不一定必然会对社会稳定发展带来影响，关键在于社会上不同的收入阶层其收入流动性程度大小；收入流动性可以真正实现收入分配领域中的公平与效率的统一；在既定的收入差距格局下，较快的收入流动可以缓解收入差距带来的挑战和影响。朱荃，吴頔（2011）也指出，机会公平问题是收入分配领域研究的重点，而代际收入流动性，其大小在一定程度上能反映一个社会的机会平等状况。

## **1.3** 研究内容

既然代际收入流动性直接关系到社会“机会公平”的程度，那么寻找一个较好的指标来刻画这种流动性是至关重要的一步。纵观各国在此已有的研究文献，主要有两种方法来反映社会的代际流动性强弱——即转移矩阵和双对数线性模型的弹性系数。前者是主要是依据子辈和父辈的收入所处的分位数来构建代际收入转移矩阵，这种方法优点在于可以对收入的流动性强弱有直接明了的反映并能够体现不同收入阶层的流动性差异，但缺陷在于并不能形成一个整体的流动性认识；后者则是构建父辈和子辈收入双对数形式的线性计量模型，通过解释变量的系数作为代际收入弹性系数，反映代际收入流动性大小，其优点在于方便直观，但其模型设定及估计上存在诸多待解决的问题。

6 显而易见，代际收入传递性强，收入不平等格局变化缓慢；反之则反是。

在利用经验指标有效的刻画和衡量社会流动性强弱和机会公平程度之后，还需要进一步探索影响“机会公平”的各方面的因素，亦或是中国社会中收入代际传递的渠道，是通过先天性的基因遗传、后天的培养训练还是两者兼而有之的文化背景的影响？其中，对于那些人为可控性的因素，在实践中我们有意识的去改良、去调整，有针对性的制定相应的政策来减弱或加强部分群体的代际影响，从而营造机会均等更加明显和强烈的社会竞争环境，促进经济效率和公平的良性循环。

在以上背景下，考虑到中国城乡二元结构的特殊性、农村情况的复杂性和调查数据收集的困难性，本文的研究主要集中于城镇居民收入的代际流动性问题，以

CHNS数据库为依托，用双对数线性模型来估计代际收入弹性系数来构建一篇实证分析文章，以反映中国目前的社会流动性状况。同时，以在收入分配上更加详细的CHIPs数据为支撑，考察代际收入传导的渠道。其文章最大的难点在于对于双对数模型中控制变量的选取和样本数据的处理上，以求能够得到尽可能准确的估计系数或估计区间并做国际比较。与此同时，将家庭和个人的各项指标合理的综合量化成为代际收入传递的不同渠道并比较其影响力的大小也是本文的另一重要组成部分。

# **2** 文献回顾与述评

## **2.1** 代际传递弹性系数

自Gary S. Becker and Nigel Tomes（1986）提出代际收入传递的双对数模型之后，研究代际流动性的文献已经涉及到了各个方面。早期对美国的研究结论都指出美国的代际收入弹性在0.2左右，自20世纪90年初至今，以密歇根大学教授Gary

Solon的相关研究最具有代表性和开创性。首先，Gary Solon（1992）从已有的研究中的代际流动的对数线性模型出发，分析了模型由于测量误差导致的向下的估计偏误以及样本同质性的问题，进而以美国Panel Study of Income Dynamic（下称

PSID）数据为基础，最后得出美国代际收入弹性应在0.4以上的结论，否定了前数

名学者认为弹性系数在0.2左右的估计，并做出了详细解释。该篇文章以计量理论方法的严谨性和实证结果的新颖性而成为研究收入代际传递的代表性文献。Peters

（1992）从实证角度探讨了不同家庭背景因素下，代际流动性的不同，此外还根据性别和收入类型做了分别估计。

Espen Bratberg（2005）利用挪威的1950年、1955年、1960年和1965年出生孩子的面板数据，发现了整体相对高程度的流动性，并且认为中层收入的流动性更强，而较低层和较高层存在较强的传递性，但不同年份之间并没有明显的趋势变化。

对于中国城市的代际流动性估计，Andrew Leigh and Xin Meng（2012）在估计等式中加入了地域变量（以控制不同地区各异的物价水平），并采用子女在30-40岁左右的收入对数来替代生命周期收入。其最大的亮点还是在于Two Sample Two Stage Least Squares (TS2SLS)的方法来预测父母子女的终生收入值。

尽管贫困代际传递研究已成为一个国际性研究领域，但在国内学者中，仍然以对代际弹性系数的估计和转移矩阵的计算的研究较多。林闽钢、张瑞利（2012）利用CHNS数据，围绕农村贫困家庭的代际传递问题进行测算和分析表明，与农村非贫困家庭比较，贫困家庭的代际收入弹性大，收入流动性较差；贫困家庭的子女收入对父母收入的依赖性更强。王海港（2005）本文利用1988年和1995年中国社会科学院“城乡居民收入分配课题组”的调查资料，建立了城镇居民子女收入对家

长（父亲或母亲）收入的回归方程，得到了1988年和1995年代际收入弹性分别为

0.384和0.424。方鸣，应瑞瑶（2010）通过收入均值法和百分位转换矩阵法，对中国农村居民的代际收入流动性状况进行了实证分析。研究结果表明：①现阶段，中国农村居民的代际收入流动性较差，存在较明显的收入代际传递现象；东部和中部地区农村居民的代际收入弹性显著高于西部地区；②对于各地区内部而言，处于收入分配两端的农村居民的代际收入流动都较为封闭。

## **2.2** 代际传导机制

在研究代际传导机制方面，同样需要追溯到Gary Becker在1979年和1986 年

的两篇文章。Becke（r 1979）认为关于收入分配不平等的全面分析应该包括两部分：

一个方面是同一个家庭内部不同代人的收入不平等，可被称作“收入的社会流动性”，社会学家往往关注于此；另一个方面是同一代人不同家庭之间的收入不平等，即经济学家所指的不平等（二者的差异来源于两大群体对于产生收入不平等原因的不同看法：社会学家往往更看重个人的先人和家庭对于自身收入的影响，而经济学模型中通常将个体背景因素假定为随机的运气，是可以忽略的）。

在该模型中，中心决策者是由在一个无限存续的家庭中具有有限生命的每个家庭成员组成，并且每个成员同时关心自身和后代的利益，当代和后代通过基因和家庭禀赋的传承作为连接的纽带。每个成员通过做出对于子女和其他成员关于人力和非人力的投资来最大化自己的效用函数。

通过设定预算约束下的效用最大化问题，Becker求解得出结论：父母禀赋收入的差异、父母对于子女的投资倾向及子女对于父母继承的随机性、子女在劳动力市场上的运气甚至政府的税收政策都会影响代际的收入流动性。如果以上这些因素的弹性值均小于1，那么社会的家庭收入差异将趋向于平稳分布。当继承度和父母的投资倾向更大时，家庭在子女收入中的角色就越重要。并且，通常这些因素之间还存在相互关联性的作用。

同样的，Gary Solon（1999）认为，教育是最重要的影响代际流动性的因素。在估计英国的代际收入传递渠道时，Jo Blanden, Paul Gregg and Lindsey

Macmillan（2007）构建了两阶段的代际收入传递渠道模型，将其划分为cognitive

ability和non-cognitive ability(personality)两大类因素，其中劳动工作经验也是一个重要因素。此外，Gary Solon（2007）还运用瑞典完备的亲子配对的数据，对六个类型的家庭的子女与父母之间的代际联系进行了考察，较好的分离出了nature 和

nurture对于子辈收入的影响，最终刻画了父母对孩子的出生前及出生后的影响，并对代际传递的影响机制做了详细剖析。

Lars Lefgren, Matthew J. Lindquist和David Sims（2012）以经典Becker & Tomes估计代际收入弹性的简单双对数模型为基础，基于OLS和IV方法和永久收入假说，利用瑞典的人口普查数据，将估计的代际收入弹性（IIE）分解为父辈对子辈的直接物质投资和间接的人力资本传递两种途径，并使用一系列相关变量来作为父辈人力资本内源性因素和在劳动力市场运气外源性因素的IV，来描述这两种效应。结果发现，代际收入的传递现象仅有一小部分能归因于父母对子女的直接物质投资，而更多的是来自于父母本身人力资源的传承。

Haoming Liu和Jinli Zeng（2012）通过比较收养子女和非收养子女的代际工资及收入弹性，并控制环境变量，从其二者系数的差异来体现父辈基因对于子女收入的影响力。结果发现，当遗传因素被剥离后，亲子之间的收入联系紧密程度减半。因此，其得出结论为：内因型可遗传的能力在代际收入传递中扮演着十分重要的角

色。

DIEGO RESTUCCIA和CARLOS URRUTIA（2004）认为要设计有效的公共

政策来提高社会流动性，则要求能够识别并且准确衡量导致社会收入不公平（横向）和收入代际传递（纵向）的因素。本文在其设定的四阶段的人力资本转移模型中假定，人力资本传递有三个来源：基因的天然继承、早期教育和高等教育。通过实证研究，作者发现，父母对子女的教育投资，尤其是早期教育投资，占了收入传递影响的一半，占据了社会横向收入差异影响的四分之一。因而，作者指出，尽管子女的教育水平最终取决于父母遗传的基因能力，但能够实际获得的受教育水平很大程度上与父母的投入能力息息相关，所以大力支持早期教育的公共政策更应该受到推崇。

本文以中国城镇居民为考察对象，基于CHNS截止到2009年为止的面板数据

（longitudinal data），分离出各个控制变量，并结合Gary Solon（1992）提出的双对数估计中的偏误问题，来修正变量和回归方法，最终得出我国城镇居民代际收入传递系数的估计区间，并针对父子、母子、父女、母女四种类型的亲子关系分别做估计，并与前国际学者的已有研究做比较，得出关于中国城镇居民代际流动性的相关结论。在此基础上，基于CHIPs数据截止到2007年各个年份的统计数据，分离出子女的人力资本、家庭财富、家庭社会资本和父亲党员身份等四种渠道，根据投资

-回报方程计算代际传递系数，通过对中国城镇居民代际收入流动性的宏观程度认识和传递渠道的影响力比较，有针对性的提出促进社会机会公平的政策建议和解决方案。

# **3** 理论和概念阐释

## **3.1** 模型推导

### **3.1.1** 代际弹性的双对数模型

Gary S. Becker and Nigel Tomes（1979, 1986）提出了计算代际收入弹性的双对数线性模型，Gary Solon（2004）在此基础上整合出了更为简洁清晰的推导过程，主要是基于家庭决策者在预算约束下的效用最大化求解问题，来得出回归方程形式。

首先假设，在一个家庭中包含分别出生于t-1期的一位家长，和在t期出生的一个子女；在t-1 期家长的收入为𝑦𝑖，𝑡−1，政府的税收为比率税（税率为τ），因而家长在t-1期的可支配收入为(1−τ)𝑦𝑖，𝑡−1。家长的选择集为两种：一是保障其自身的消费需求（𝐶�,𝑡−1），二是对子女的人力资本进行投资决策（𝐼�,𝑡−1）。并且假定，家长不能在当期从事储蓄或者借贷。那么有等式为：

(1 − τ)𝑦�,𝑡−1 = 𝐶�,𝑡−1 + 𝐼�,𝑡−1 (1)

家长对于子女的投资会通过一定的渠道转化为子女自身的人力资本，因而有

转换等式为

ℎ𝑖𝑡 = θ log(𝐼�,𝑡−1 + 𝐺�,𝑡−1) + 𝑒𝑖𝑡 (2)

其中，ℎ𝑖𝑡代表子女的人力资本；θ代表投资转化为人力资本的边际产品，半对数形式标明了其边际产品的递减；𝐺𝑖，𝑡−1代表政府对于子女的人力投资，𝑒𝑖𝑡代表子女个体的天赋7（这部分因素不由后天的投资影响，而是先天决定）。等式（2）刻画了所有先天和后天因素对于子女人力资本存量的影响。

由（2）可以顺理成章的推理出，子女的禀赋与上一代人的禀赋联系最为紧密，因而𝑒𝑖𝑡可以看作服从一阶自回归过程：

𝑒𝑖𝑡 = 𝛿 + 𝜆𝑒�,𝑡−1 + 𝜈𝑖𝑡 (3)

𝜈𝑖𝑡是白噪声，𝜆∈[0, 1]。

对于父母的收入而言，其由一个半对数函数形式决定：

7 譬如家庭父辈、祖父辈及祖辈们的智商、情商，及家庭文化历史背景、家庭背景、成员的性格特征、价值取向乃至生活习惯等等。

log 𝑦𝑖𝑡 = μ + 𝑝ℎ𝑖𝑡 (4)

其中p为人力资本的回报率；μ则代表在劳动力市场上的各种意外偶然因素（通常被视作运气）。

以上（1）-（4）被看作是模型的背景描述（包含预算约束在内）。那么家长的效用函数被假定为柯布-道格拉斯函数形式：

𝑈𝑖 = (1 − �)𝑙𝑜𝑔𝐶�,𝑡−1 + 𝛼𝑙𝑜𝑔𝑦𝑖𝑡 (5)

其中，参数α被称作利他主义因子且α∈[0, 1]，衡量的是作为决策主体的家长对于自身消费和子女人力投资8的偏好。将（1）-（4）等式带入（5），得到：

𝑈𝑖= (1−�) log[(1−τ)𝑦�,𝑡−1 −𝐼�,𝑡−1] +𝛼𝜇+𝛼𝜃𝑝log[𝐼�,𝑡−1 +𝐺�,𝑡−1] +𝛼𝑝𝑒𝑖𝑡(6)

此时，（6）式将最优化问题化为了家长对于子女投资I的选择，那么其一阶条件为：

𝜕𝑈𝑖⁄𝜕𝐼�,𝑡−1 = −(1−�) /[(1−τ)𝑦

解出𝐼�,𝑡−1得到：

�,𝑡−1

−𝐼

�,𝑡−1

] +𝛼𝜃𝑝

𝐼�,𝑡−1+𝐺�,𝑡−1

= 0 (7)

𝐼 = 𝛼𝜃𝑝 1−𝛼(1−𝜃𝑝)

𝑖,𝑡−1

(1 − τ)𝑦 − 1−𝛼 1−𝛼(1−𝜃𝑝)

𝑖,𝑡−1

𝐺�,𝑡−1

（8）

等式（8）具有重要含义：投资为家庭收入的增函数，为政府投资的减函数说明家庭收入越高，家长对于子女的投资越大，且政府的公共投资对于私人投资有一定的挤出效应；且𝐼𝑖，𝑡−1为利他主义因子𝛼的增函数，说明家长越重视子女的利益，对于人力资本的投资越大；且𝐼�,𝑡−1为𝜃𝑝的增函数，说明人力资本投资的回报率越

高，对于人力资本的投资力度越大。

若我们将等式（2）代入（4），可以得到：

Log𝑦𝑖𝑡 = μ+𝑝[θlog(𝐼�,𝑡−1 +𝐺�,𝑡−1) +𝑒𝑖�] (9)

将（8）式代入（9）：

log𝑦=μ+θ𝑝𝑙𝑜𝑔𝛼𝜃𝑝(1−τ)

𝑖𝑡

1−𝛼(1−𝜃𝑝)

+θ𝑝𝑙𝑜𝑔{�[1 +𝐺�,𝑡−1

(1−τ)𝑦�,𝑡−1

𝑖,𝑡−1

]} + 𝑝𝑒𝑖𝑡 (10)

𝐺�,𝑡−1

若(1−τ)𝑦�,𝑡−1

比值较小时，则（10）式可以近似改写为：

log 𝑦 ≅ μ + θ𝑝𝑙𝑜𝑔 𝛼𝜃𝑝(1−τ)

𝑖𝑡

1−𝛼(1−𝜃𝑝)

+θ𝑝𝑙𝑜𝑔𝑦+θ𝑝{��,𝑡−1

(1−τ)𝑦�,𝑡−1

𝑖,𝑡−1

} + 𝑝𝑒𝑖𝑡 (11)

8 以子女在劳动力市场收入的形式体现。

（11）式说明代际收入的传递还受到政府对于社会未成年人的人力投资政策的影响，并假设政策可以被描述为：

𝐺�,𝑡−1 ≅ φ − γ𝑙𝑜𝑔𝑦𝑖𝑡 (12)

(1−τ)𝑦

�,𝑡−1

其中γ> 0，表示政府人力投资占家庭总收入的比例随着家庭收入水平而下降，呈现梯度性质，其中γ越大，梯度性越强。将（12）式代入（11）中，得到：

log𝑦𝑖𝑡 ≅μ∗ + [(1−γ)θ�]𝑙𝑜𝑔𝑦�,𝑡−1 +𝑝𝑒𝑖𝑡(13)

其中μ∗=μ+φθ𝑝+θ𝑝𝑙𝑜𝑔 𝛼𝜃𝑝(1−τ) 等式（ ）则为通常所说的代际收入弹性

。

13

1−𝛼(1−𝜃𝑝)

的双对数模型。但观察（13）可以发现，作为误差项的𝑝𝑒𝑖𝑡和自变量𝑙𝑜𝑔𝑦𝑖，𝑡−1是相关的：因为𝑒𝑖𝑡和𝑒𝑖，𝑡−1是一阶自相关的，而𝑙𝑜𝑔𝑦𝑖，𝑡−1和𝑒𝑖，𝑡−1是相关的。

由简单的计量知识既可知道，当随机误差项存在一阶自相关，由于log𝑦𝑖𝑡 和

𝑙𝑜𝑔𝑦�,𝑡−1在稳态下具有相同的方差，两者之间的总体回归系数即为两者样本之间的相关系数，记为β，其值为等式的斜率与一阶自相关系数之和，除以1加上两者乘积的商：

β = (1−γ)θ𝑝+𝜆

1+(1−γ)θ𝑝𝜆

（14）

等式（14）充分展现了代际收入弹性β与各个因素之间的联系。代际收入弹性

β是𝜆、θ、𝑝、和(1−γ)的增函数：代际基因的继承性越强（𝜆越大），人力资本投资的转换率越高（θ越大），人力资本回报率越高（𝑝越大），公共投资的梯度性越弱

（1−γ越大），代际收入弹性系数值越大。

特别值得注意的是，在以上所有等式中，只有（13）式被看作是回归模型的基础。并且由于（13）式存在的内生性可知，由于𝑙𝑜𝑔𝑦𝑖，𝑡−1和𝑒𝑖，𝑡−1(即𝑒�,�)具有较强的相关性，故而估计的弹性系数β值只能看作是父辈和子辈收入相关程度的总体反应指标，是一种统计上的相关关系，而并不能被视为对父辈与子辈收入之间因果关系的直接描述。

### **3.1.2** 代际传导机制模型：中间变量法

对于代际传导机制的研究，对于微观数据的完善性要求较高。鉴于北欧各国具

有完备、系统的统计资料，北欧各国经济学家对于代际收入弹性传递机制的研究最为充分，其中最多的是利用双胞胎和养父母等亲自关系数据来区分“先天”和“后天”因素的相对作用大小。但由于中国在双胞胎数据统计上的匮乏，使得此种研究方法十分受限。

陈琳，袁志刚（2012）基于Jo Blanden, Paul Gregg and Lindsey Macmillan（2007）的两阶段模型，提出了另一种解决办法，即把代际收入弹性分解为两部分：一部分包括子代的教育、健康和劳动力市场参与度的中间变量；另一部分是一个随机量。

模型设定如下：

𝑦𝑐ℎ𝑖𝑙𝑑𝑖𝑡 =𝛼𝑖 +𝛽𝑖𝑦𝑓𝑎𝑡ℎ𝑒𝑟𝑖𝑡+𝜀𝑖𝑡(15)

（15）式是对（13）式的变形：其中𝑦𝑐ℎ𝑖𝑙𝑑𝑖𝑡和𝑦𝑓𝑎𝑡ℎ𝑒𝑟�,𝑡分别表示子女和父亲9在 t

年收入的对数值。用父亲收入对各个中间要素进行回归，再用中间变量对子女的收

入做回归，方程如下：

𝑀�,�,𝑡 =𝜑j, t +𝜌�,𝑡𝑦𝑓𝑎𝑡ℎ𝑒𝑟�,𝑡 +𝜇�,�,𝑡(16-1)

𝑦𝑐ℎ𝑖𝑙𝑑

�,𝑡

=ωi +∑𝑛

𝜃�,𝑡𝑀�,�,𝑡 +𝜈�,𝑡 (16-2)

𝑀�,�,𝑡代表中间变量，j=1,2,3,…，n分别代表各种中间因素。由于（16-1）（16-2）分别表示父辈通过不同类型的投资来最终作为收入回报到子辈身上的过程，因而分别被称作“投资方程”和“回报方程”，𝜌�,𝑡和𝜃𝑗，𝑡分别为投资系数和子女的回报率。可以证得10，代际收入弹性系数值𝛽𝑖满足下列等式：

𝑗=1

β𝑡

𝑛

𝑗=1

= ∑

𝜌�,𝑡

𝜃�,𝑡

+ 𝐶𝑜𝑣(𝑣�,�,𝑦𝑓𝑎𝑡ℎ𝑒𝑟�,𝑡)

𝑉𝑎𝑟(𝑦𝑓𝑎𝑡ℎ𝑒𝑟�,𝑡)

(17)

每个中间变量对代际收入流动性的贡献𝜏j，t和总的解释力τ分别为：

𝜏 𝜌�,𝑡𝜃�,𝑡

j, t= 𝛽 (18)

𝜏=∑𝑛

𝜏j, t

(19)

t𝑗=1

由上推导过程可以看出，此类模型的变量关系较为简单，是从回归方程出发最

9 为了简便起见，此处仅采用父亲收入的对数值。

10 具体证明过程请见陈琳，袁志刚.中国代际收入流动性的趋势和内在传递机制.世界经济[J] 2012(6):115-

131.

终落脚于系数的比率关系上，其中关键在于中间变量的选取和变量样本的处理问题上。

## **3.2** 代际收入传递和社会收入不公平程度

在前1.2节中我们叙述了代际收入传递和社会收入不公平二者的联系，此处基于本节的推导思路，来简要比较说明两者的区别。

参照（13）式结果可见，对于（13）式的误差项具有一阶自回归过程的情况，可以改写为y的二阶自回归过程：

log𝑦𝑖𝑡 ≅ (1−λ)(μ∗ +𝑝�) + [(1−γ)θ𝑝+λ]𝑙𝑜𝑔𝑦�,𝑡−1 −(1−γ)θ𝑝λ𝑙𝑜𝑔𝑦�,𝑡−2 +𝑝𝑣𝑖𝑡(20)

因而，由此可以计算在同一代人之间的收入不平等状况（即log𝑦𝑖𝑡的方差）：

=

Var(log𝑦

𝑖𝑡

) [1+(1−γ)θ𝑝λ]𝑝2𝑉𝑎𝑟(𝑣𝑖�) [1−(1−γ)θ𝑝λ](1−λ2) {1−[(1−γ)θ�] 2}

（21）

其中，𝑉𝑎𝑟(𝑣𝑖�)为等式（3）残差项的方差。同样的，Var(log𝑦𝑖�)是𝜆、θ、𝑝、和(1−γ)的增函数：代际基因的继承性越强（𝜆越大），人力资本投资的转换率越高（θ越大），人力资本回报率越高（𝑝越大），公共投资的梯度性越弱（1−γ越大），社会不公平程度越强。

对比（13）（20）可以发现，由于干扰项𝑉𝑎𝑟(𝑣𝑖�) 的存在，社会不公平程度和代际传递弹性之间并没有十分明确的联系。同样两个经济体内，可能具有相同的代

际收入弹性，但可能社会不公平程度却有很大差异，因为它们在与收入有关的禀赋特征的异质性程度上有区别。由此进一步说明，代际收入弹性和社会横向的收入不公平程度是两个不同的概念，两者之间并无必然的因果或统计联系。

# **4** 代际收入弹性**11**

## **4.1** 模型与数据

### **4.1.1** 变量选取

根据（13）式推导的双对数12线性模型，加入子辈和父辈的年龄及平方项、各省地域变量的相关控制变量，构成回归模型如（22）式

lnY𝑐it =α0 +βlnY𝑝it +α𝑇Ageit +𝜆𝑇Provit +εit (22)

𝛼𝑇= (𝛼1, 𝛼2, 𝛼3, 𝛼4) Ageit = ( agecit, agec2it, agepit, agep2it)

𝜆𝑇 = （λ1，λ2，λ3，λ4，λ5，λ6，λ7，λ8）

P𝑟𝑜𝑣it = ( ln𝑖, hlj�, sd�, js𝑖, hen�, hub�, hun�, gx�) 13

其中，lnY𝑐it代表子辈（儿子或女儿）的收入对数，lnY𝑝it代表父辈（父亲或父亲）的收入对数，为该模型关键的解释变量。向量Age代表父辈和子辈的年龄及平方项的变量，作为模型的控制变量引入；向量Prov代表各省的虚拟变量向量14；

向量λ𝑇和𝛼𝑇分别代表变量前的系数向量。此外，α0为常数项，εit为随机扰动项。其中β值是关键系数，含义是代表子辈收入相对于父辈收入的弹性系数，其取

值范围为β∈[0,1]；β值越大，说明其收入的传递性越强，代际流动性越弱；β值越小，说明其收入的传递性越弱，代际流动性越强。因而，1−β衡量的是代际流动性强弱。

### **4.1.2** 数据清理

本文实证分析采用中国健康和营养调查数据(China Health and Nutrition Survey，

CHNS）。该数据库覆盖辽宁、黑龙江、江苏、ft东、河南、湖北、湖南、广西和贵

11 通常简写为IIE（Intergenerational income elasticity）。

12 收入变量取自然对数形式，其估计系数即为弹性系数值。

13其中lni, hlj�, sd�, js𝑖, hen�, hub�, hun�, gx𝑖分别代表的含义是辽宁、黑龙江、ft东、江苏、河南、湖北、湖南和广西各省名称。下标i表示第i个观测值属于哪个省份，相应的名称变量取值为1，否则为0。易知，省份虚拟变量不随时间变化，因而下标仅有i一个维度。

14由于CHNS调查数据涉及到中国9省地区，考虑到各省存在的代际传递的特异性以及虚拟变量陷阱问题，仅引入8省的虚拟变量到模型中。

州9个省份，由美国北卡罗来纳大学人口中心与中国疾病控制与预防中心联合调查和创建，迄今为止已开展了8次调查( 1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年)，每次调查访问的城乡社区有200个左右，每社区大约访问20个家庭，共涉及4000户左右。调查内容广泛涉及营养、计划生育、人口健康、医疗保健、保险、社会服务、家庭收入和社会人口学特征等方面的信息。值得注意的是，由于1989年的调查口径与之后的调查存在较多的不一致之处，因而本文考察的时间范围仅限于1991年—2009年的调查数据。

在收入代际传递的研究中，收入变量如何构建和取舍是首要解决的问题。在

CHNS数据集Individual Income文件中，取个体的年工资数“indwage”作为研究变量，并用“cpiurban”（各省份城市的CPI指数，100为基数）做平减处理，得到个人年真实工资数据“rwage”，然后再取对数形式“lnwage”，得到各个个体的真实年工资的面板数据；其次，在Individual Physical Exam的文件中，抽取年龄变量

age作为年龄样本；再次，在Education的文件中，抽取受教育年限的变量“educy”作为第三重样本。

在清理过程15中，需要做的是保留相应的hhid、line和wave的识别信息，为其后的样本匹配做准备。

### **4.1.3** 样本匹配

牵涉到代际的实证问题必然会面临亲子样本匹配的问题，其总体思路是：以子辈作为参照点，从各个master文件中分离出对应父亲和母亲的数据，并根据相应的家庭和个体编号与子女样本进行匹配，最终整合为以子女变量为核心变量、父母的个人特征为对应变量的面板数据集。

在实际操作中，需要利用的是Relatives的数据文件，根据其中记录的亲属关系和在亲属关系中的个人相对位置来识别出家庭中的父母和子女的身份，并找到父母和子女各自的个体代码，为其后与前选取的变量集进行合并奠定基础。

值得注意的是，在样本匹配和数据合并中，我们只关注城市居民样本，即

urban==1的变量值。

15 具体操作过程见do-file文件。

### **4.1.4** 样本随机性

经过数据合并后，得到回归所需的面板数据集，对其做描述性统计分析，如表

1所示：

**表1 全样本下的描述性统计结果**

| Variable | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| agec | 94557 | 36.17443 | 20.65766 | .01 | 100.83 |
| agef | 42438 | 48.24253 | 12.36206 | 9.3 | 99.19 |
| agem | 48180 | 47.23206 | 12.87517 | 4.91 | 100.83 |
| rwagef | 5881 | 90.92872 | 183.6712 | .4047637 | 4819.746 |
| rwagem | 4322 | 66.46885 | 113.3041 | .0952381 | 2889.356 |
| rwagec | 10216 | 84.14658 | 156.5369 | .0100058 | 4819.746 |
| lnwagec | 10216 | 3.750522 | 1.206911 | -4.604594 | 8.480477 |
| lnwagef | 5881 | 3.841476 | 1.153357 | -.9044519 | 8.480477 |
| lnwagem | 4322 | 3.553859 | 1.177018 | -2.351375 | 7.968789 |

由上可知，合并数据后的样本总数为116257，其中有效样本容量大约在5000

左右（样本容量最小的两个值5881和4322取平均值）。在此情况下，子辈的平均

年龄大约在36岁左右，父母的平均年龄大约在48岁左右，父母真实收入的平均值分别为90、66。考虑到父母的收入缺失带来的样本损失较大，为了验证这种样本缺失问题是否由自选择过程（即样本缺失的原因与收入水平有关）带来，在此针对父母收入同时不缺失的样本再进行描述统计，如表2所示：

**表2 父亲和母亲收入同时非缺失的情况下的描述性统计结果**

| Variable | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| agec | 2744 | 12.69917 | 7.045655 | .07 | 53.57 |
| agef | 3226 | 42.61167 | 8.777776 | 21.74 | 80.67 |
| agem | 3331 | 40.31443 | 8.247801 | 21.93 | 82.64 |
| rwagef | 3475 | 85.81385 | 187.5773 | .4789272 | 4207.974 |
| rwagem | 3475 | 64.48888 | 116.7427 | .168492 | 2889.356 |
| rwagec | 397 | 44.26184 | 66.57257 | .6493506 | 688.9764 |
| lnwagec | 397 | 3.126994 | 1.136252 | -.4317824 | 6.535207 |
| lnwagef | 3475 | 3.783481 | 1.113774 | -.7362067 | 8.344737 |
| lnwagem | 3475 | 3.537885 | 1.129458 | -1.780867 | 7.968789 |

由表2可知，父母的平均收入较之表1并没有显著变化，说明父母收入的缺失不改变总体的收入特征，因而该种类型的缺失可以看做是随机发生的。但其中子女的真实收入大大下降。

再者，我们衡量父母和子女收入同时发生缺失时（即最小样本容量为397），统计性描述结果如表3所示：

**表3 父母和子女收入同时非缺失的情况下的描述性统计结果**

| Variable | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| agec | 340 | 24.382 | 5.168334 | 15.23 | 53.57 |
| agef | 372 | 52.89441 | 6.345588 | 36.73 | 80.67 |
| agem | 387 | 50.15757 | 5.912898 | 38.77 | 73.98 |
| rwagef | 397 | 50.54147 | 54.93993 | .4789272 | 467.8363 |
| rwagem | 397 | 41.36762 | 65.40561 | .2782931 | 1032.307 |
| rwagec | 397 | 44.26184 | 66.57257 | .6493506 | 688.9764 |
| lnwagec | 397 | 3.126994 | 1.136252 | -.4317824 | 6.535207 |
| lnwagef | 397 | 3.451277 | 1.036103 | -.7362067 | 6.148118 |
| lnwagem | 397 | 3.163938 | 1.120131 | -1.27908 | 6.939551 |
| ln | 397 | .093199 | .2910779 | 0 | 1 |
| hlj | 397 | .0806045 | .2725703 | 0 | 1 |
| sd | 397 | .0982368 | .2980101 | 0 | 1 |
| js | 397 | .2015113 | .4016352 | 0 | 1 |
| hen | 397 | .1183879 | .3234745 | 0 | 1 |
| hub | 397 | .1209068 | .3264303 | 0 | 1 |
| hun | 397 | .0957179 | .2945752 | 0 | 1 |
| gx | 397 | .1057935 | .3079612 | 0 | 1 |
| gz | 397 | .0856423 | .2801883 | 0 | 1 |

对比表3和表1、表2的结果可以发现，回归样本中子女的年龄大约在24 岁

左右，父母的平均年龄在50岁左右，其中父母的真实收入比表2中大为减少，说明在有效样本中，城镇中较为富裕的家庭（往往父母和子女的收入均较高，子女的年龄相对成熟）的那部分群体被排除在外，因而本文中的回归样本是一个相对年龄的子辈群体、家庭收入相对不高的群体。此外，通过观察省份虚拟变量的均值可以发现，样本在各个省份的分布较为均匀，这也说明CHNS的数据采集是遵循随机抽样原则的。

由于考虑到抽样调查的随机性，以及地域性变量已被引入模型，我们可以较为合理的假设：影响抽样对象选择的因素相对于模型（22）式为外生的，并且随机抽样的对象中父母和子女的收入变量缺失原因也可初步看作是独立于模型（22）式的。因而本文的面板数据回归采用的是随机效应模型。

## **4.2** 实证结果

### **4.2.1** 实证思路

根据Solon（1992）的分析，其认为在进行如（22）式所示的估计时，如果所取的收入变量是单年的收入，那么根据永久收入假说，会产生β估计值的向下的偏

误（downward-bias），对此其提出的解决办法是将多年收入取平均值后估计，得到

的结果虽仍有误差，但是向下的偏误会有所改善。与此同时，他还提出通过将父母的受教育年限作为其收入的工具变量来估计系数时，会产生向上的偏误（upward-

bias），因而根据这一大一小的偏误，可以总结出所估计系数真值的区间范围。具体来说，实证步骤一共分为三大板块：

①以单年收入为解释变量：对以父亲收入为解释变量的样本做Pooled OLS和全样本的Panel回归，得到β值；然后再针对父子、父女、母子、母女四种亲子关系分别做Panel Random Effect的估计，得到相应具有向下偏误的系数值，作为其后比较的基础（见附录表A1）；

②以父辈多年收入平均值为解释变量（不随时间变化的量）：针对父子、父女、母子、母女四种亲子关系同样做Panel Random Effect的估计，得到相应改良的系数估计值（见附录表A2）；

③以父辈受教育年限作为收入的工具变量，采用面板数据的工具变量法：重复步骤2，得到相应的具有向上偏误的系数值（见附录表A3）；

### **4.2.2** 估计结果

综合附录A中表A1、表A2、表A3的结果，得到表4所示的结果：

**表4** **代际收入传递弹性系数β的估计值**

|  | 总体 Panel | 父子 | 父女 | 母子 | 母女 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 单年收入 | 0.564\*\*\* | 0.497\*\*\* | 0.698\*\*\* | 0.356\*\*\* | 0.504\*\*\* |
| 多年平均收入 | 0.623\*\*\* | 0.661\*\*\* | 0.562\*\*\* | 0.447\*\*\* | 0.368\*\*\* |
| IV: 教育年限 | 0.694\*\*\* | 0.744\*\*\* | 0.751\*\*\* | 1.347\*\*\* | 0.645\*\*\* |

从表4上可得，以上所有系数均在1%的水平上显著，因而说明代际收入传递现象在中国的确存在并且十分明显。除了父女和母女两组与前Gary Solon

（1992）方法所预期的不一致之外，其余的估计结果均符合假说16。

从总体上看，我国的代际传递弹性系数在区间[0.623, 0.694]内，大约为0.66

左右。父子、父女、母子、母女的系数估计值均值分别为0.703、0.657、0.897 和

0.507，其中第二组和第四组的系数值不符合假说，第三组的估计区间过大，仅有

16 即第三行IV系数>第二行平均收入下的系数>单年收入下的系数值。

父子样本组表现出良好的性质，这一现象可以为中国特有的，在家庭伦理中根深蒂固的父权文化所解释：在父辈，母亲相对于父亲对于子女收入的影响力较弱；女儿相对于儿子，其收入受到父母的影响力较小，因而其估计结果不具有代表性和说服力。由此可见，父子样本组应成为研究中国居民代际收入流动性的重要对

象。

另外，考虑到回归样本中子女年龄的偏年轻化17，导致β系数值存在被低估

的风险；同时，加之子女高收入的样本缺失问题的存在，可能进一步使得弹性系数被低估18。

综上所述，我们可以较合理的推断并认为：中国城镇居民的代际传递弹性系数应在0.7左右。

## **4.3** 国际对比

由于各国学者在估计过程中所依据的数据库和采用的数据处理办法均不相同，因而要使各种估计结果之间具有很强的可比性，需要做十分繁琐的转换工作，因而限于篇幅和时间，在此本文仅对不同国家的系数值做一个简单的横向对比，以粗略的反映中国的代际流动性水平所处的国际位置。

**表5** **代际收入传递弹性系数β的国际估计值**

| 国家 | 代际弹性系数值 | 样本类型 |
| --- | --- | --- |
| 英国 | 0.42 | 父子 |
| 斯德哥尔摩 | 0.14 | 父子 |
| 非洲 | 0.44 | 父子 |
| 英国 | 0.57 | 全样本 |
| 瑞典 | 0.28 | 全样本 |
| 加拿大 | 0.23 | 全样本 |
| 德国 | 0.11 | 全样本 |
| 芬兰 | 0.22 | 全样本 |
| 马来西亚 | 0.26 | 全样本 |
| 美国 | 0.40 | 全样本 |

数据来源：Gary Solon, Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility[J]. The Journal of

17 如表3描述性统计结果所示：子女的平均年龄在20岁左右。而根据惯例认为子女的终生代表性收入应在

30 岁上下，并且会随着年龄有所增加。考虑到这点，子女的终生收入存在被低估的可能。

18根据已有研究结论，处于收入分配两端的低收入和高收入人群相对于中等收入人群存在更少的收入流动空间（Espen Bratberg, 2005;方鸣, 应瑞瑶, 2010）。

Economic Perspectives, Vol. 16, No. 3 (Summer, 2002), pp.62.

从表5可以看出，在各国的估计结果中，除了英国（0.42或0.57）、美国（0.4）和非洲（0.44）之外，其余系数均较低。相对于以上国家，中国的代际系数0.66（甚至0.7）反映了中国收入的代际流动性十分微弱，收入的代际传递效应十分强烈和明显，从此可以看出，中国目前城镇的社会流动性极弱，而这种机制无疑会加剧现有收入分配体制下的分配不公的现状，充分反映了现存中国社会的极度的机会不均等。

# **5** 代际收入传递机制

经过本文前一部分的分析，我们对中国城镇居民家庭的代际收入弹性有了一个基本的认识，那就是：以父子收入关系最为典型，父辈和子辈之间的代际收入传递效应十分明显，社会代际收入弹性在0.7左右，反映了中国城镇内部总体存在极强的机会不均等现象，家庭背景因素成为目前中国社会重要的收入分配力量。然而，对于代际收入传递的具体形式或者说自身传导机制，却并未探讨。要着眼于解决收入的机会公平问题，就必须剥离出中国城镇代际收入传导的主要渠道及其影响方式。

## **5.1** 模型与数据

基于前（15）-（19）式的推导过程，我们对（16-1）（16-2）式进行回归，并分别计算出投资系数和回报系数，并有其系数计算等式（18）（19）：

𝑀�,�,𝑡 =𝜑j, t +𝜌�,𝑡𝑦𝑓𝑎𝑡ℎ𝑒𝑟�,𝑡 +𝜇�,�,𝑡(16-1)

𝑦𝑐ℎ𝑖𝑙𝑑

�,𝑡

=ωi +∑𝑛

𝜃�,𝑡𝑀�,�,𝑡 +𝜈�,𝑡 (16-2)

𝜏 𝜌�,𝑡𝜃�,𝑡

𝑗=1

j, t= 𝛽 (18)

𝜏=∑𝑛

𝜏j, t

(19)

### **5.1.1** 变量说明

t𝑗=1

考虑到中国的实际情况和样本数据的限制，我们选取子女的人力资本、父母所在的家庭财富、社会资本、党员身份四个变量作为中间变量。

其中，子女的人力资本主要由子女的受教育年限、最终教育程度、中学成绩、是否参加高考、大学所在学校类型及排名综合衡量；父母所在的家庭财富主要由自有住房价值、家庭持有金融资产两类；社会资本主要根据父亲所在的单位所有制性质、劳动合同性质、单位所属行业、单位人数规模、工作时间长度来综合考察；最

后，我们还是用父亲是否具有党员身份作为单独的中间变量19。由于每个变量都有多个指标来综合反映，为了简便起见，需要使用到各个变量的主成分信息。

对于（16-1）（16-2）中的收入，我们主要采用个人的工资性收入20，因为工资性收入是个人工作能力和在劳动力市场表现的主要体现方式。家庭财富价值和父辈、子辈收入值均取对数，并且各省的物价指数21调整为以1988年物价水平为基准的真实值。由于在前一部分计算收入弹性系数时，发现在中国父亲对于子女的影响最为显著，因而对于父辈收入、社会资本和党员身份变量上，仅采用父亲的相关信息。考虑到各中间变量以及收入值均与对象的年龄存在一定程度的正相关，因而在回归方程中仍旧保留父亲和子女年龄及其平方项作为控制变量组。

### **5.1.2** 样本与数据

在前一部分计算城镇居民的代际收入弹性时，本文使用了CHNS各年份的面板数据，原因是由于CHNS数据抽样调查方法完善，各年的调查具有可比性，不仅可以合并成面板，还便于满足估计代际弹性系数方程中对于永久性收入的数据要求。那么，在考察代际收入传递渠道之时继续使用CHNS数据库就成为顺理成章的事情。但由于模型中对于家庭财富和社会资本等中间变量的指标定义在CHNS数据中没有得到充分、准确的反应，因而需要转向其他调查数据。

在20世纪80年代末，Keith Griffin和赵人伟联合带领由中国以及国外研究者组成的团队，首次组织了一系列全国范围内的家庭住户调查，该调查即是后来被人熟知的中国家庭收入项目（CHIPs22）调查。该项目旨在收集家庭调查数据，以用于分析改革开放以后的中国诸如收入不平等以及贫困趋势的可能有益的经验分析。在20世纪90年代中期赵人伟和Carl Riskin组织了第二轮的调查，而在本世纪初期由Björn Gustafsson、李实和Terry Sicular组织了第三轮的CHIP调查。在2000

19 杨瑞龙等（2010）认为：在经济活动中， 政治身份具有双重含义。一方面，它使得党员有可能有机会接触到一些有利的关系人，增加个人资本，具有更方便的通往精英阶层的通道；另一方面，在政治活动中如果缺乏强有力的制度约束，极有可能发生个人通过政治身份和权利进行个人利益的寻租。另外，政治身份在一定程度上也被视作个人能力的体现，但和前两者相比，显得并不那么重要。

20为了更加准确的衡量个人在劳动力市场的能力，我们取常规工资性收入、第二职业收入和私营企业者收入三个指标之和来衡量个人工资性收入。

21 物价指数由各省市居民消费价格指数（上年=100）转化为各省市居民消费价格指数（1988 年=100）而来。

（数据来源：中经网统计数据库 ttp: //162.105.138.185:90/scorpio/aspx/main. aspxwidth=1356& height=698）

22 Chinese Household Income Projects（中国居民收入调查项目）的缩写。

年的中期，李实教授和澳大利亚国立大学孟昕教授一起组织了第四轮的CHIP 调查。在1988年、1995年、2002年、2007年住户调查的基础上，形成了被国际学术界称为“CHIPS”的数据库，被称为迄今中国收入分配与劳动力市场研究领域中最具权威性的基础性数据资料，因而使用各年份统计差异较大但中间变量信息统计较充分的CHIPs数据则成为次优选择。在此，需要注意的是，由于CHIPs数据在1988年、1995年、2002年、2007年的统计方法和指标上差异较大，无法合并成面板数据，因而本文针对各年份分别计算传导机制并作对比，来分析其变化趋势。尽管使用单个年份的数据23会使得永久收入的数据要求得不到满足，但考虑到我们最终关心的中间变量对代际收入流动性的贡献𝜏j，t和总的解释力τ是相对比例而非水平绝对值，因而这一情况并不影响我们对该问题的理解和认知。对数据逐年进行清理，其步骤大致如下：

①各年的CHIPs城市居民数据大多分为individual和household两类，分别对两类数据进行整理，按照式（16-1）（16-2）所需变量，在源文件中筛选出所需变量并重命名。变量筛选限于前式（16-1）（16-2）所定义的范围，并根据各年的统计方法适当调整24；

②对于从individual文件中整理的数据，按照与户主关系和性别变量，分离出子女的样本和父亲的样本后，再次进行合并，形成亲子匹配样本，并将所得结果用于与其后的household数据进行合并；

③对于所需的四大类中间变量指标，通过主成分分析生成新变量来得到回归所需数据25。考虑到各变量指标量纲的不统一，在主成分分析前均进行标准化，主成分分析所保留的主成分综合成新的自变量放入投资方程和回报方程中去；

④由于CHIPs各年数据调查方式差异很大，无法合并为面板数据集，因而我们逐年考察投资和回报方程，并分别计算1988年、1995年、2002年、2007年的代际传递机制的影响系数，并做纵向比较，以观察各种中间变量作用的影响趋势；

23在前一部分已经说过，Solon（1992）提出，使用单个年份来估计代际收入弹性的回归方程会产生很大的向下的估计偏差。

24 因为各年统计指标的口径略有差异，因而需要做适当调整。譬如，1998年分项记录了家庭所持股息、红利等等信息，但没有统一的金融资产项目，而且1988年的收入值均采用月度值，但其他年份大多采用年度值，在实证处理中需要转换注意。同时，根据统计年鉴中的物价指数将所有用货币衡量的收入值均调整为真实值，并取其对数值。

25 具体清理过程见stata的do-file文件。

## **5.2** 实证分析

### **5.2.1** 描述性统计

在做正式回归之前，我们需要对回归变量的统计特征做一个整体性描述。鉴于中间变量是由多个指标标准化后综合而成的得分值，不具有直观意义，因而仅对父辈和子辈的年龄和收入变量做描述，如表6所示：

**表 6** CHIPs**各年份主要变量的描述性统计**

| Year of 1988 | | | | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variable | Obs | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
| agef | 1,899.00 | 52.57 | 5.22 | 2.00 | 83.00 |
| agec | 1,899.00 | 23.67 | 4.15 | 20.00 | 78.00 |
| lnwagef | 1,896.00 | 7.37 | 1.05 | 5.70 | 14.00 |
| lnwagec | 1,895.00 | 6.85 | 1.68 | 4.54 | 14.00 |
| genderc | 1,899.00 | 1.48 | 0.53 | 1.00 | 9.00 |
| educlevelc | 1,899.00 | 3.99 | 1.14 | 1.00 | 8.00 |
| sk1988 | 1,899.00 | -0.00 | 1.28 | -1.60 | 9.76 |
| fw1988 | 1,723.00 | 0.00 | 0.72 | -1.47 | 4.77 |
| Year of 1995 | | | | | |
| Variable | Obs | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
| agef | 906.00 | 52.92 | 4.74 | 25.00 | 73.00 |
| agec | 906.00 | 23.44 | 2.87 | 20.00 | 46.00 |
| lnwagef | 833.00 | 8.76 | 0.45 | 5.20 | 10.64 |
| lnwagec | 854.00 | 8.06 | 0.71 | 3.74 | 10.65 |
| genderc | 906.00 | 1.43 | 0.49 | 1.00 | 2.00 |
| educlevelc | 906.00 | 3.45 | 1.19 | 1.00 | 6.00 |
| sk1995 | 828.00 | 0.00 | 0.57 | -1.33 | 5.02 |
| fw1995 | 906.00 | -0.00 | 1.41 | -1.81 | 11.24 |
| Year of 2002 | | | | | |
| Variable | Obs | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
| agef | 629.00 | 52.96 | 3.93 | 41.00 | 72.00 |
| agec | 629.00 | 24.64 | 3.09 | 20.00 | 42.00 |
| lnwagef | 582.00 | 9.29 | 0.64 | 6.15 | 10.73 |
| lnwagec | 563.00 | 8.81 | 0.75 | 4.38 | 10.68 |
| genderc | 629.00 | 1.44 | 0.50 | 1.00 | 2.00 |
| educlevelc | 629.00 | 6.13 | 1.22 | 3.00 | 9.00 |
| sk2002 | 626.00 | -0.00 | 0.49 | -0.81 | 1.36 |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| fw2002 | 608.00 | 0.00 | 0.48 | -0.74 | 3.64 |
| Year of 2007 | | | | | |
| Variable | Obs | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
| agef | 22.00 | 52.45 | 3.60 | 45.00 | 59.00 |
| agec | 22.00 | 24.36 | 3.03 | 20.00 | 30.00 |
| lnwagef | 14.00 | 9.80 | 0.40 | 9.07 | 10.35 |
| lnwagec | 17.00 | 9.70 | 0.47 | 8.92 | 10.46 |
| genderc | 22.00 | 1.23 | 0.43 | 1.00 | 2.00 |
| educlevelc | 22.00 | 5.09 | 1.48 | 3.00 | 8.00 |
| sk2007 | 13.00 | -0.00 | 0.66 | -0.76 | 1.13 |
| fw2007 | 22.00 | -0.00 | 1.19 | -1.86 | 2.89 |

由表6可见，从1988到2007年四个年份间，父亲和子女的平均年龄没有显

著变化甚至基本相近，子女的平均年龄在24岁上下，父亲的平均年龄在52岁左右，可见子女的年龄相对偏低而父亲的年龄相对偏高；不同人群真实收入的对数在时间维度上呈现不断上升的趋势，并且父亲的收入在各个年份均高于对应的子女收入值；样本中子女的性别均值在1.5左右（男性为1，女性为2），说明儿子和女儿的分布较为均衡26。由于各年份的平均年龄没有明显差异，真实收入值变化较稳定，因而具有较强的可比性27。

### **5.2.2** 回归结果

通过对式（16-1）（16-2）的逐年回归，我们得到的结果如附录B所示。附录表B1、B2、B3、B4分别代表1988年、1995年、2002年、2007年的回归结果，其中第（1）-（4）列表示分别以子女的人力资本、当年的家庭财富、社会资本和父亲的党员身份为中间变量对父亲收入所做的投资方程回归结果；第（5）列表示以子女的收入为因变量，四个中间变量为自变量的回报方程回归结果；其中子女和父母的年龄及其平方项为控制变量。

其中值得注意的是，由于2007年样本调查方法存在较大的差异性，导致最终

有效的回归样本容量仅在20左右，并且父亲的党员身份这一中间变量无法取得，

26 除2007年的样本中性别比为1.2，说明子女样本略偏向于男性之外，其余均在1.5左右。

27 由前所述可知，由于2007年的样本数较低，因而结果的可比性有所降低。

因而仅有前（1）（2）（3）列表示投资方程，第（4）列缺失。为了保持完整性，此处仍保留2007年计算的系数结果，但仅供参考。

由附录B的结果整理可得投资系数、回报系数如表7所示：

**表7 中国城镇代际收入传递渠道系数**

|  |  | 子女人力资本 | 家庭财富 | 社会资本 | 父亲的党员身份 | 总占比 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 1988 年 | 投资系数 | 0.039 | 0.080 | 0.283 | 0.165 |  |
|  | 回报系数 | 0.111 | 0.176 | 0.031 | 0.004 |  |
|  | 可解释比例 | 1.30% | 4.24% | 2.64% | 0.20% | 8.39% |
| 1995 年 | 投资系数 | 0.487 | 1.308 | 0.159 | 0.349 |  |
|  | 回报系数 | 0.063 | 0.132 | 0.139 | 0.06 |  |
|  | 可解释比例 | 6.14% | 34.53% | 4.42% | 4.19% | 49.28% |
| 2002 年 | 投资系数 | 0.234 | 0.216 | 0.003 | 0.619 |  |
|  | 回报系数 | 0.122 | 0.398 | 0.004 | 0.03 |  |
|  | 可解释比例 | 9.88% | 29.75% | 0.00% | 6.43% | 46.05% |
| 2007 年 | 投资系数 | 0.806 | 0.899 | 0.263 | - |  |
|  | 回报系数 | 0.117 | 0.014 | 0.370 | - |  |
|  | 可解释比例 | 12.69% | 1.69% | 13.10% | - | 27.48% |

注：（1）投资系数指投资方程（16-1）中𝜌𝑗，𝑡的值；回报系数分别指回报方程（16-2）中𝜃𝑗，𝑡的值；可解释比例指（18）式中𝜏j，t的值；总占比系数指的是（19）式中𝜏t的值；（2）由于在各方程回归中部分系数不显著，因而计算出的解释比例不能计入总占比中，限于篇幅，在此不做一一说明。

观察表7可以发现，整体而言，除去2007年的结果不具有代表性之外（由样本容量限制），从其余三个年份的结果来看，按代际收入传递的解释比例大小排序的中间变量依次为家庭财富、子女人力资本和社会资本。父亲的党员身份在1988

年和1995年均表现为没有太多的影响力，而在2002年的影响力则有待检验和探讨。

首先，家庭财富代替通常研究所谈到的人力资本（或子女教育水平）成为影响代际传递最显著的因素，其可能原因有二：（1）人力资本尤其是教育和健康的形成和回报是一个长期的概念，而我们所采取的样本仅为当年的单年收入，这对于衡量个人一生的永久性收入有较大偏差，在子女收入样本偏年轻化的情况下则更为显著。因而单个年份的可解释比例的绝对值没有实际的意义，仅从人力资本的影响力变化趋势中可以看出，以教育为主的人力资本作为仅次于家庭财富的中间变量，在

代际传递中同样起着日益重要的作用，这是与传统研究结论相吻合的；（2）相对于人力资本，家庭财富则是一种更为立竿见影的传递渠道。因为家庭财富作为子女成长的经济支柱，直接性的决定了子女的生活学习环境、成长的物质精神条件、升学和就业机会、青年时期生活水平的截然差异，所以在前三个年份中都处于影响力最大的位置。鉴于家庭财富的主成分变量大多是由家庭住房价值综合而来，这充分反映了当下中国社会中家庭房产财富的多少对于子女收入的决定性作用（老有所养，住有所居）。

其次，社会资本作为父辈社会关系网络的衡量指标，同样对子女的收入有重要影响，但影响力远小于财富变量，与人力资本不相上下。这可能是由于在数据收集过程中具有显著高水平的社会资本的群体难以包含在内导致所得样本的家庭社会资本差异量不大造成的；另外，社会资本同样是一种潜在的影响变量，很难直接作用于子女的收入水平，其效果和作用速度都不如家庭财富来的迅迅捷、显著，导致其影响力的绝对值远小于家庭财富；

再次，之所以在分析中将2007年的数据囊括进来的原因是由于2002年的样

本距当下已有十多年之久，采用新近发布的2007年的数据可以尽可能的接近当前

现实。尽管2007年的数据不尽如人意，但若采取其他数据库的样本则更难保持前后口径的统一性。但由于前后调查方法的差异性，使得衡量家庭财富变量的重要房产指标在2007年的问卷中几乎没有得到体现，只能采取当年家庭总收入作为替代，

因而2007年家庭财富影响力的急剧下降绝大部分应该归咎于此，而不能简单的解释为代际传导机制发生了根本性的转变。

最后，将父亲的党员身份作为投资方程中间变量的原因是因为直观上通常认为，在中国的政治体制下父亲的党员身份对家庭父辈和子辈的收入有着一定的正相关关系28。但同时，通常党员身份被看作是个人能力的体现，这与个人能力决定下的市场工资收入具有相同的决定机制，因而用于回归方程中通常会导致内生性问题，更多的学者们是主张用工具变量来估计系数。然而，本文在此并没有采用工具变量估计是基于两点考虑：（1）党员身份是否能够直接有效的体现个人能力缺乏

28 尤其是对于国有企事业单位的职工而言。

直接可靠的实证证据佐证，在很多文献中多是直接将此作为模型的前提假设从而提出内生性问题（杨瑞龙等，2010）；（2）从本文的样本来看，无论是个人是否退休还是参加工作年限变量，都仅与党员身份有着极其微弱的相关关系，将其作为有效的工具变量实难可行。纵观各年的回归结果来看，尽管父亲的收入与党员身份

（投资方程）存在显著的相关关系，但在决定子女的收入（回报方程）上，具有十分微弱的解释力。因而，可以初步认为，党员身份在当下不能构成代际收入的传递渠道之一。

# **6** 结论与不足

## **6.1** 主要研究结论

一国的代际收入流动性强弱是刻画其社会机会均等和公平程度的重要指标，并且与社会的收入分配和公共政策治理的贫富差距问题息息相关。代际收入传递机制弱，说明社会流动性强，更多的强调机会均等和过程公平，较强的流动机制作为贫富差距和初始分配不公的缓冲器和调节杠杆，更加有利于缩小社会贫富差距，成为内在的“社会稳定器”。因而，对一个国家的社会流动性的强弱做出较为准确的衡量是解决所有问题的首要步骤。

鉴于现有数据库的限制，本文着眼于刻画中国城镇居民的代际收入流动性问题，以CHNS数据库为样本，结合已有研究结论，对中国城镇的代际收入弹性做了细致的估计。大致得出以下三点结论：（1）我国整体代际收入弹性在0.66左右，

考虑到样本的偏差性，保守估计系数值在0.7左右；（2）同其他国家相似的是，在父子、父女、母子、母女四种亲子关系中，只有父子关系表现为较为明显的代际收入传导效应，这与我国的社会文化背景密切相关；（3）与国际数据的简单比较发现，我国的代际传递性十分明显和强烈，远高于世界平均水平，这初步说明我国城镇的收入代际传递效应强烈，代际流动性较弱，社会仍没有较为有效的机会公平机制来调节贫富差距问题。

在得出我国现有的代际流动性总体水平之后，尤其是在当下我国的代际传递系数的居高并远超世界平均水平的前提下，对代际传递的渠道进行剖析，找出影响代际收入传递最重要的几大类因素对于当前优化收入分配格局、构建社会公平分配秩序、维持发展中的社会稳定具有十分重要的意义。鉴于此，本文在估计了代际传递弹性的基础上，进一步利用投资-回报方程来解决代际传递的渠道问题。由于

CHNS数据库中缺乏对家庭财富、社会资本变量的刻画，因而转向于CHIPs调查数据，通过各个单个年份中间渠道的贡献率的计算来刻画近20年来代际传递渠道的作用大小及其变化趋势，从而有以下几个发现：（1）与传统直觉经验相悖的是，影响中国家庭代际收入传递最显著的渠道并非是教育或人力资本投资，而是直接

可以左右子辈收入和就业的家庭财富变量，后者相对于前者而言，具有更直接的影响力。其中家庭财富中最重要的组成部分是房产价值和金融资产价值，由此可见，家庭所持房产的数量和价值总量是影响整个家庭生活水平的重要关键；因而，要改变现有的社会代际收入传递模式，首先需要解决的就是广大居民的自有产权住房问题，使得“居者有其屋”的理想得以实现，缩小家庭房产价值的分配差距，能够有效的缓解收入分配的机会不公平问题，这应成为当前政府调控房价、保障住房的另一大新兴动机；（2）子女的教育及人力资本投资作为紧随其后的传递渠道，同样具有不可忽视的作用。继续采取措施保障教育的机会公平和基本教育资源的平均化分配，同样具有改善社会收入分配不公平的作用；（3）社会资本在本文的实证估计中人力资本在数值上不相上下，这说明保障社会机会公平需要想方设法建立完善的监督管理制度，避免权力超出正当范围之外的寻租行为，防止占据权力优势的个人借此谋取私利，破坏社会公平竞争的氛围。显然，这一渠道所对应的解决方案涉及到政治体制的改革和优化，其执行力远不如前两者来的直观；（4）父亲的党员身份在本文中没有明显的解释力，传统所认为党员身份是个人能力的直接体现这一结论也没有得到实证检验的支持，因而不构成一条显著的代际传递渠道。

## **6.2** 本文的不足

当然，本文研究也存在一些不足。在代际弹性系数的估计上，首先，限于篇幅和城乡二元结构的国情，本文没有将广大农村纳入考察范围，仅仅着眼于城市居民的收入传导，这给我们正确的认识中国社会的总体流动性带来了干扰。考虑到农村劳动力的大规模流动和中国城乡二元结构的复杂性，对于农村居民家庭代际收入传导的准确估计将是一个更为复杂、更为艰难的话题；其次，尽管CHNS数据库其采集数据过程的随机性使得样本具有较好的统计性质，但由于在数据采集过程中各个变量（尤其是收入变量）均有不同程度的缺失，导致样本容量大大减少，并不能十分良好的体现总体的特征，这也一定程度上成为了估计参数偏误的一大诱因29；再次，社会各个收入阶层和各种群体之间和各自内部的流动性也有待进一步

29但鉴于CHNS数据库相对于国内外已有并可得的其他数据库而言，在变量收集上的全面性、抽样方法的科学性以及指标计算的较准确性上都有自己独特的优势，因此本文仍采用其作为样本来源。

的探讨和认识。

在代际传递渠道的分析上，同样存在一些亟待改进之处。鉴于CHIPs各年调查数据的不统一，尤其是2007年样本数据质量的欠缺，对代际传递渠道的估计带

来了一定的干扰，使得2007年的估计结果不具有强有力的说服力；再者，父亲的党员身份能否作为个人能力的体现并且有效的影响收入传递尽管在直觉上和可得样本中没有明确的证据来检验，但仍有待严格的实证检验来确定。限于篇幅，暂不作深入讨论。

本文仅是对于收入代际流动性的初步探讨。在以后的研究中，有三大方面可以进一步修正和深入：（1）据前研究结果，在对收入代际流动的考察中，仅着重探讨中国父子关系下的代际传递问题；（2）对农村居民的代际收入流动性做出估计并与城市相对比，并且力求估计出各个群体各自的流动性强弱，形成一个较为立体的认识；（3）采用其他可替代的数据库做可比估计，用来验证本文关于代际传递弹性系数的结论；（4）对于代际传递渠道的分析，在数据允许的前提下，尝试采用其他中间变量（例如早期教育、家庭文化背景、子女的个性特征等等）来检验其影响力，抑或采用变量相近的数据库佐证本文结论，尤其是采用合适的数据库或处理方法来弥补2007年数据的不足之处。克服以上不足将是本文进一步研究的方向。

参考文献

[1] 陈红艳. 从经济公平的角度探讨现实中的效率和公平[J]. 才智, 2009(3): 173.

[2] 陈琳, 袁志刚. 中国代际收入流动性的趋势和内在传递机制[J]. 世界经济, 2012(6): 115-131.

[3] 方鸣, 应瑞瑶. 中国农村居民代际收入流动性研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版) 2010, 10(2): 14-18.

[4] 江胜珍, 李建华. 经济公平与道德公平: 马克思公平思想的两个维度[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2011, 35(4): 94-97.

[5] 李西源, 殷焕举. 马克思经济公平思想探析[J] 人民论坛: 2011(07): 170-171.

[6] 林闽钢, 张瑞利. 农村贫困家庭代际传递研究—基于CHNS数据的分析[J]. 农业技术经济, 2012(1): 29-35.

[7] 刘建华. 论我国效率与公平关系的历史演进—兼论和谐社会构建中效率与公平的统一[J]. 2008(10): 32-35.

[8] 权衡. 收入差距与收入流动: 国际经验比较及其启示[J]. 社会科学, 2008(2): 4-13.

[9] 王海港. 中国居民家庭的收入变动及其对长期平等的影响[J]. 经济研究, 2005(1): 56-66.

[10] 王海港. 中国居民收入分配的代际流动[J]. 经济科学, 2005(2): 18-25.

[11] 王鑫. 市场经济与公平分配的关系——兼论效率与公平矛盾的经济根源[J]. 法制与社会, 2007(12): 387-388.

[12] 杨瑞龙, 王宇锋, 刘和旺. 父亲政治身份、政治关系和子女收入[J]. 经济学(季刊), 2010(4): 871-890.

[13] 尹恒, 李实, 邓曲恒. 中国城镇个人收入流动性研究[J]. 经济研究, 2006(10): 30-43.

[14] 赵学清. 社会主义市场经济条件下的分配: 经济公平和经济效率的统一[J]. 学习论坛, 2007, 23(10): 27-31.

[15] 朱荃, 吴頔. 国外代际收入流动性研究: 综述与展望[J]. 经济研究导刊, 2011(5): 1-3.

[16] Anders Björklund & Markus Jäntti. Intergenerational income mobility and the role of family background. (October 19, 2007) Preliminary and incomplete version. Prepared for Handbook of Economic Inequality, W Salverda, B Nolan and T

Smeeding (editors), Oxford University Press 2008.

[17] Anders Björklund, Markus Jäntti, Gary Solon, Nature and Nurture in the Intergenerational Transmission of Socioeconomic Status: Evidence from Swedish Children and Their Biological and Rearing Parents [W]. National Bureau of Economic Research, [http: //www. nber. org/papers/w12985](http://www.nber.org/papers/w12985).

[18] Diego Restuccia, Carlos Urrutia. Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education [J]. The American Economic Review, Vol. 94, No. 5 (Dec., 2004), pp. 1354-1378

[19] Espen Bratberg, Øivind Anti Nilsen, Kjell Vaage, Intergenerational Earnings Mobility in Norway: Levels and Trends [J]. The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 107, No. 3, pp. 419-435.

[20] Gary S. Becker and Nigel Tomes An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility[J]. Journal of Political Economy, Vol. 87, No. 6 (Dec., 1979), pp. 1153-1189.

[21] Gary S. Becker and Nigel Tomes, Human Capital and the Rise and Fall of Families [M]. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education (3rd Edition): 257-298.

[22] Gary Solon, A Model of Intergenerational Mobility Variation Over Time and Place [M]. [Generational Income Mobility in North America and Europe](http://ebooks.cambridge.org/ebook.jsf?bid=CBO9780511492549), Cambridge University Press (2004), pp. 38-47.

[23] Gary Solon, Intergenerational Income Mobility in the United States[J]. The American Economic Review, Vol. 82, No. 3 (Jun., 1992), pp. 393-408.

[24] Gary Solon, Intergenerational Mobility in the Labor Market [J]. Handbook of Labor Economics, Vol. 3: 1761-1800.

[25] Gary Solon, Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility [J]. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 16, No. 3, pp. 59-66.

[26] Gofen, A. (2009), Family Capital: How First-Generation Higher Education Students Break the Intergenerational Cycle. Family Relations, 58: 104–120. doi: 10.1111/j. 1741-3729.2008.00538. x.

[27] Haoming Liu, Jinli Zeng. Genetic Ability and Intergenerational Earnings Mobility [J]. Journal of Population Economics, Vol. 22, No. 1 (Jan., 2009), pp. 75-95

[28] H. Elizabeth Peters, Patterns of Intergenerational Mobility in Income and

[29] Earnings [J]. The Review of Economics and Statistics, Vol. 74, No. 3 (Aug., 1992), pp. 456-466.

[30] Honge Gong, Intergenerational Income Mobility in Urban China [J]. Review of Income and Wealth 2012: 1-23.

[31] Jo Blanden, Paul Gregg and Lindsey Macmillan, Accounting For Intergenerational Income Persistence: Noncognitive Skills, Ability and Education [J]. The Economic Journal, 117 (March), C43–C60.

[32] Jo Blanden, International Evidence on Intergenerational Mobility. Centre for Economic Performance (May, 2005) Version 3.3.

[33] Lars Lefgren, Matthew J. Lindquist, and David Sims. Rich Dad, Smart Dad: Decomposing the Intergenerational Transmission of Income [J]. Journal of Political Economy, Vol. 120, No. 2 (April 2012), pp. 268-303.

**附录** **A**

**表A1基于单年收入的POLS、Panel和四种亲子关系的Panel估计（R. E.）**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1）  POLS | （2）  Panel | （3）  father-son | （4）father-  daughter | （5）  mother-son | （6）mother-  daughter |
| VARIABLES | lnwagec | lnwagec | lnwagec | lnwagec | lnwagec | lnwagec |
| lnwagef | 0.609\*\*\* | 0.564\*\*\* | 0.497\*\*\* | 0.698\*\*\* |  |  |
|  | -0.028 | -0.03 | -0.068 | -0.055 |  |  |
| agef | -0.126\* | -0.103 | -0.067 | -0.211\* |  |  |
|  | -0.067 | -0.071 | -0.141 | -0.117 |  |  |
| agefs | 0.001\*\* | 0.001\* | 0.001 | 0.002\* |  |  |
|  | -0.001 | -0.001 | -0.001 | -0.001 |  |  |
| agec | 0.097\*\* | 0.069 | 0.047 | 0.294\*\* | 0.287\*\*\* | 0.260\*\*\* |
|  | -0.041 | -0.042 | -0.075 | -0.122 | -0.077 | -0.075 |
| agecs | 0 | 0 | 0.001 | -0.005\*\* | -0.003\*\*\* | -0.004\*\*\* |
|  | -0.001 | -0.001 | -0.001 | -0.002 | -0.001 | -0.001 |
| ln | -0.153 | -0.108 | -0.135 | -0.145 | -0.593\*\*\* | 0.002 |
|  | -0.141 | -0.172 | -0.206 | -0.201 | -0.2 | -0.226 |
| hlj | 0.168 | 0.23 | 0.480\*\* | -0.182 | 0.342\* | 0.106 |
|  | -0.153 | -0.183 | -0.224 | -0.218 | -0.18 | -0.301 |
| sd | -0.056 | -0.02 | -0.033 | -0.18 | 0.031 | 0.312 |
|  | -0.135 | -0.159 | -0.205 | -0.239 | -0.242 | -0.265 |
| js | 0.204 | 0.171 | 0.093 | 0.248 | 0.043 | 0.361 |
|  | -0.125 | -0.151 | -0.173 | -0.188 | -0.198 | -0.23 |
| hen | -0.024 | -0.022 | 0.001 | -0.134 | -0.02 | 0.322 |
|  | -0.136 | -0.161 | -0.191 | -0.217 | -0.21 | -0.258 |
| hub | 0.011 | 0.055 | 0.256 | -0.299 | 0.209 | -0.252 |
|  | -0.137 | -0.165 | -0.208 | -0.216 | -0.275 | -0.195 |
| hun | 0.204 | 0.215 | 0.097 | 0.409\* | 0.272 | 0.231 |
|  | -0.144 | -0.173 | -0.261 | -0.242 | -0.282 | -0.258 |
| gx | 0.476\*\*\* | 0.506\*\*\* | 0.452\*\* | 0.439 | 0.287 | 0.595\* |
|  | -0.146 | -0.176 | -0.23 | -0.291 | -0.215 | -0.355 |
| lnwagem |  |  |  |  | 0.356\*\*\* | 0.504\*\*\* |
|  |  |  |  |  | -0.053 | -0.082 |
| agem |  |  |  |  | -0.001 | -0.244\*\* |
|  |  |  |  |  | -0.138 | -0.108 |
| agems |  |  |  |  | 0 | 0.003\*\*\* |
|  |  |  |  |  | -0.001 | -0.001 |
| Constant | 2.23 | 1.81 | 1.276 | 1.638 | -2.908 | 3.167 |
|  | -1.613 | -1.683 | -3.292 | -2.586 | -3.253 | -2.605 |

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Observations | 769 | 769 | 474 | 295 | 278 | 188 |
| Number of id |  | 585 | 354 | 231 | 215 | 156 |

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

**表A2基于多年平均父辈收入的Panel和四种亲子关系的Panel估计（R. E.）**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| VARIABLES | （1）  Panel lnwagec | （2）  Father-son lnwagec | （3）  Father-daughter lnwagec | （4）  Mother-son lnwagec | （5）  Mother-daughter lnwagec |
| lnwagef\_all | 0.623\*\*\*  -0.037 | 0.661\*\*\*  -0.047 | 0.562\*\*\*  -0.062 |  |  |
| agef | -0.145\*\* | -0.153\*\* | -0.167 |  |  |
|  | -0.061 | -0.075 | -0.115 |  |  |
| agefs | 0.001\*\* | 0.001\*\* | 0.002 |  |  |
| agec | -0.001  0.204\*\*\* | -0.001  0.199\*\*\* | -0.001  0.340\*\*\* | 0.225\*\*\* | 0.382\*\*\* |
| agecs  ln | -0.034  -0.002\*\*\*  -0.001  -0.590\*\*\*  -0.117 | -0.04  -0.002\*\*  -0.001  -0.680\*\*\*  -0.15 | -0.093  -0.004\*\*\*  -0.002  -0.534\*\*\*  -0.187 | -0.068  -0.002\*  -0.001  -0.806\*\*\*  -0.176 | -0.061  -0.005\*\*\*  -0.001  -0.575\*\*\*  -0.219 |
| hlj | -0.285\*\* | -0.148 | -0.524\*\* | 0.136 | 0.163 |
|  | -0.145 | -0.183 | -0.23 | -0.197 | -0.316 |
| sd | -0.426\*\*\* | -0.425\*\*\* | -0.473\*\* | -0.04 | 0.071 |
|  | -0.109 | -0.129 | -0.211 | -0.18 | -0.209 |
| js | -0.184\*\* | -0.214\*\* | -0.153 | -0.099 | -0.111 |
|  | -0.092 | -0.106 | -0.183 | -0.138 | -0.208 |
| hen | -0.401\*\*\* | -0.375\*\*\* | -0.473\*\* | -0.112 | -0.07 |
|  | -0.107 | -0.128 | -0.191 | -0.173 | -0.255 |
| hub | -0.407\*\*\* | -0.252\* | -0.611\*\*\* | -0.214 | -0.342\* |
|  | -0.115 | -0.138 | -0.184 | -0.178 | -0.199 |
| hun | -0.256\* | -0.289 | -0.236 | -0.021 | -0.247 |
|  | -0.139 | -0.197 | -0.207 | -0.261 | -0.236 |
| gx | -0.006 | 0.005 | -0.134 | 0.056 | -0.062 |
| lnwagem\_all | -0.117 | -0.138 | -0.25 | -0.206  0.447\*\*\*  -0.045 | -0.243  0.368\*\*\*  -0.07 |
| agem |  |  |  | -0.063 | -0.186\*\* |
|  |  |  |  | -0.111 | -0.089 |
| agems |  |  |  | 0.001 | 0.002\*\*\* |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | | | | -0.001 | -0.001 |
| Constant | 1.327 | 1.425 | 0.624 | -0.687 | 0.577 |
|  | -1.604 | -2.051 | -2.643 | -2.922 | -2.222 |
| Observations | 1,168 | 748 | 420 | 578 | 369 |
| Number of id | 719 | 435 | 284 | 316 | 234 |
| Robust standard errors in parentheses |  |  |  |  |  |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 |  |  |  |  |  |
| **表 A3 基于工具变量法的 Panel 和四种亲子关系的 Panel 估计（R.E.工具变量）** | | | | | |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| VARIABLES | （1）  Panel lnwagec | （2）  Father-son lnwagec | （3）  Father-daughter lnwagec | （4）  Mother-son lnwagec | （5）  Mother-daughter lnwagec |
| lnwagef | 0.694\*\*\* | 0.744\*\*\* | 0.751\*\*\* |  |  |
|  | -0.113 | -0.132 | -0.271 |  |  |
| agef | -0.117 | -0.105 | -0.19 |  |  |
|  | -0.075 | -0.095 | -0.165 |  |  |
| agefs | 0.001\* | 0.001 | 0.002 |  |  |
|  | -0.001 | -0.001 | -0.002 |  |  |
| agec | 0.056 | 0.024 | 0.257\*\* | 0.15 | 0.207\*\* |
|  | -0.05 | -0.062 | -0.106 | -0.128 | -0.081 |
| agecs | 0 | 0.001 | -0.004\*\* | -0.002 | -0.003\*\*\* |
|  | -0.001 | -0.001 | -0.002 | -0.002 | -0.001 |
| ln | -0.147 | -0.15 | -0.166 | 0.053 | 0.018 |
|  | -0.166 | -0.239 | -0.215 | -0.591 | -0.248 |
| hlj | 0.182 | 0.254 | -0.068 | -0.241 | 0.076 |
|  | -0.2 | -0.268 | -0.273 | -0.527 | -0.378 |
| sd | -0.029 | 0.042 | -0.322 | 0.055 | 0.317 |
|  | -0.156 | -0.201 | -0.228 | -0.476 | -0.297 |
| js | 0.187 | 0.117 | 0.266 | 0.193 | 0.468\*\* |
|  | -0.145 | -0.189 | -0.203 | -0.379 | -0.237 |
| hen | -0.043 | -0.094 | -0.098 | 0.006 | 0.413 |
|  | -0.162 | -0.219 | -0.211 | -0.437 | -0.266 |
| hub | 0.031 | 0.204 | -0.297 | 0.447 | -0.191 |
|  | -0.158 | -0.209 | -0.232 | -0.471 | -0.357 |
| hun | 0.254 | 0.121 | 0.364 | 0.626 | 0.366 |
|  | -0.166 | -0.234 | -0.239 | -0.553 | -0.348 |
| gx | 0.514\*\*\* | 0.491\*\* | 0.358 | 0.278 | 0.674\* |
| lnwagem | -0.171 | -0.217 | -0.288 | -0.431  1.347\*\*\*  -0.394 | -0.372  0.645\*\*\*  -0.227 |

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| agem |  |  |  | -0.006 | -0.166 |
|  |  |  |  | -0.172 | -0.13 |
| agems |  |  |  | 0.001 | 0.002\* |
|  |  |  |  | -0.002 | -0.001 |
| Constant | 1.938 | 1.866 | 1.404 | -4.81 | 1.173 |
|  | -1.773 | -2.301 | -3.668 | -4.018 | -3.251 |
| Observations | 724 | 451 | 273 | 264 | 179 |
| Number of id | 549 | 336 | 213 | 205 | 148 |
| Standard errors in parentheses | | |  |  |  |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | | |  |  |  |

**附录** **B**

**表B1** 1988**年的投资方程和回归方程**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| VARIABLES | educlevelc | fw1988 | sk1988 | communistf | lnwagec | lnwagec |
| agec | -0.194\*\*\* | 0.011 | -0.054\* | 0.010 | -0.094\*\*\* | -0.117\*\*\* |
|  | (0.024) | (0.015) | (0.029) | (0.031) | (0.036) | (0.034) |
| agef | -0.058 | 0.045\*\* | -0.482\*\*\* | -0.027 | -0.004 | 0.098\*\* |
|  | (0.053) | (0.023) | (0.076) | (0.065) | (0.070) | (0.046) |
| agecs | 0.003\*\*\* | -0.000 | 0.001\* | 0.000 | 0.002\*\*\* | 0.003\*\*\* |
|  | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) |
| agefs | 0.000 | -0.000\* | 0.005\*\*\* | 0.000 | 0.000 | -0.001\*\* |
| educlevelc  fw1988 | (0.001) | (0.000) | (0.001) | (0.001) | (0.001)  0.111\*\*\* (0.035) 0.176\*\*  (0.076) | (0.000) |
| sk1988 |  |  |  |  | 0.031 |  |
|  |  |  |  |  | (0.046) |  |
| communistf |  |  |  |  | 0.004 |  |
| lnwagef | 0.039 | 0.080\*\*\* | 0.283\*\*\* | 0.165\*\* | (0.047) | 0.332\*\*\* |
|  | (0.033) | (0.030) | (0.083) | (0.067) |  | (0.082) |
| Constant | 8.361\*\*\* | -1.948\*\*\* | 9.607\*\*\* | -0.558 | 7.193\*\*\* | 3.294\*\* |
|  | (1.498) | (0.746) | (2.283) | (1.895) | (2.024) | (1.636) |
| Observations | 1,896 | 1,720 | 1,896 | 1,896 | 1,720 | 1,894 |
| R-squared | 0.055 | 0.014 | 0.285 | 0.050 | 0.067 | 0.082 |
| Robust standard errors in parentheses  \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 |  |  |  |  |  |  |

**表B2** 1995**年的投资方程和回归方程**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| VARIABLES | educ1995 | fw1995 | sk1995 | dangf | lnwagec | lnwagec |
| agec | -0.315\*\*\* | 0.038 | -0.049 | -0.013 | 0.145\*\* | 0.123\*\* |
|  | (0.102) | (0.081) | (0.037) | (0.126) | (0.073) | (0.051) |
| agef | -0.167\* | 0.148\*\* | -0.034 | 0.164 | -0.226\*\*\* | 0.023 |
|  | (0.099) | (0.063) | (0.027) | (0.154) | (0.087) | (0.060) |
| agecs | 0.006\*\*\* | -0.001 | 0.001 | 0.000 | -0.002\* | -0.002\*\* |
|  | (0.002) | (0.001) | (0.001) | (0.002) | (0.001) | (0.001) |
| agefs | 0.001 | -0.001\*\* | 0.000 | -0.001 | 0.002\*\* | -0.000 |
| educ1995 | (0.001) | (0.001) | (0.000) | (0.002) | (0.001)  -0.063\*\* | (0.001) |
| fw1995  sk1995  dangf |  |  | - |  | (0.025)  0.132\*\*\* (0.022) 0.139\* (0.074) 0.060\*\* (0.030) |  |
| lnwagef  Constant | -0.487\*\*\* (0.093)  12.922\*\*\* | 1.308\*\*\* (0.194)  -  15.529\*\*\* | 0.159\*\*\* (0.047)  3.019\*\*\* | 0.349\*\* (0.144)  -7.481 | 11.856\*\*\* | 0.500\*\*\* (0.067)  1.426 |
|  | (2.956) | (2.570) | (0.951) | (4.900) | (2.540) | (1.695) |
| Observations | 833 | 833 | 776 | 443 | 408 | 789 |
| R-squared | 0.248 | 0.177 | 0.145 | 0.115 | 0.247 | 0.117 |
| Robust standard errors in parentheses  \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 |  |  |  |  |  |  |

**表B3** 2002**年的投资方程和回归方程**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| VARIABLES | educ2002 | fw2002 | sk2002 | communistf | lnwagec | lnwagec |
| agec | 0.394\*\*\* | 0.207\*\* | -0.025 | -0.482\* | 0.312\*\* | 0.474\*\*\* |
|  | (0.150) | (0.092) | (0.108) | (0.290) | (0.139) | (0.142) |
| agef | -0.006 | 0.013 | -0.249\*\* | 0.159 | 0.214 | 0.179 |
|  | (0.161) | (0.099) | (0.124) | (0.311) | (0.158) | (0.168) |
| agecs | -0.008\*\*\* | -0.004\*\* | 0.001 | 0.009\* | -0.006\*\* | -0.009\*\*\* |
|  | (0.003) | (0.002) | (0.002) | (0.006) | (0.003) | (0.003) |
| agefs | 0.000 | -0.000 | 0.002\*\* | -0.002 | -0.002 | -0.001 |
|  | (0.002) | (0.001) | (0.001) | (0.003) | (0.001) | (0.002) |
| educ2002 |  |  |  |  | 0.122\*\*\* |  |
|  |  |  |  |  | (0.040) |  |
| fw2002 |  |  |  |  | 0.398\*\*\* |  |
|  |  |  |  |  | (0.063) |  |
| sk2002 |  |  |  |  | -0.004 |  |
|  |  |  |  |  | (0.053) |  |
| communistf |  |  |  |  | -0.031 |  |
|  |  |  |  |  | (0.020) |  |
| lnwagef | 0.234\*\*\* | 0.216\*\*\* | -0.003 | -0.619\*\*\* |  | 0.289\*\*\* |
|  | (0.049) | (0.030) | (0.035) | (0.094) |  | (0.047) |
| Constant | -7.566\*\* | -5.353\*\* | 6.440\*\* | 11.291 | -1.531 | -5.649 |
|  | (3.789) | (2.322) | (2.927) | (7.312) | (3.782) | (4.304) |
| Observations | 581 | 582 | 579 | 582 | 560 | 544 |
| R-squared | 0.284 | 0.124 | 0.242 | 0.199 | 0.292 | 0.159 |
| Standard errors in parentheses | |  |  |  |  |  |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | |  |  |  |  |  |

**表B4** 2007**年的投资方程和回归方程**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (5) | (6) |
| VARIABLES | educ2007 | fw2007 | sk2007 | lnwagec | lnwagec |
| agec | 0.368 | 0.627 | -0.837 | 1.764 | -0.359 |
|  | (1.340) | (2.231) | (0.782) | (5.119) | (1.342) |
| agef | 0.763 | -1.248 | -0.883 | -2.563 | -0.908 |
|  | (1.827) | (2.144) | (0.689) | (3.675) | (1.024) |
| agecs | -0.007 | -0.013 | 0.019 | -0.039 | 0.008 |
|  | (0.028) | (0.044) | (0.016) | (0.113) | (0.029) |
| agefs | -0.007 | 0.012 | 0.007 | 0.026 | 0.008 |
|  | (0.018) | (0.021) | (0.007) | (0.038) | (0.011) |
| educ2007 |  |  |  | 0.117 |  |
|  |  |  |  | (0.611) |  |
| fw2007 |  |  |  | 0.014 |  |
|  |  |  |  | (0.259) |  |
| sk2007 |  |  |  | 0.370 |  |
| lnwagef | 0.806 | 0.899 | -0.263 | (0.539) | 0.743\*\* |
|  | (0.731) | (1.022) | (0.407) |  | (0.192) |
| Constant | -32.005 | 16.339 | 38.315\* | 52.325 | 30.577\* |
|  | (47.184) | (53.966) | (19.922) | (43.481) | (12.270) |
| Observations | 14 | 14 | 13 | 9 | 10 |
| R-squared | 0.117 | 0.299 | 0.548 | 0.722 | 0.856 |
| Robust standard errors in parentheses  \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 |  |  |  |  |  |

致谢

还记得2007年高考之际，曾有老师谆谆之言：6月逢栀子花开之时，正是少年青春和梦想的放飞时节。的确，蓝天下炙热的骄阳、校园里葱郁浓密的古树、马路边周边不绝于耳的蝉鸣以及来往穿梭、行色匆匆的各色人群，都满载着对崭新生活的憧憬和美好未来的希望。时隔6年，同样相似的6月正是我的硕士毕业论文完结之时，也正是我在北大的两年硕士生活即将谢幕的前夕，一部电影《致青春》，满载着80、90后的青春剪影跃入大众的视野，挑起了其年少记忆里的阵阵涟漪。回首过往，两年前从珞珈ft下迈入未名湖畔的那个身影依稀还在昨日，但转眼间我已经即将离开足下陪伴了我两年的这片土地，此时心中更多的是留恋和不舍。两年的时光，600余个日日夜夜，我经历过喜悦、憧憬，体验过迷茫、困惑，也付出过汗水和辛劳，同样也收获了独立和成长。伴我走过这段美好年华的，不仅有我个人的不断追求和探索，更有身后父母亲友的大力支持，有老师们的殷殷教诲，也有昔日身边同窗好友的帮助和鼓励。在毕业之际，我借此机会，对他们表达我诚挚的感谢之情，也致谢于正在我们这一代人身后、耳畔及指尖匆匆流逝一去不复返的青葱岁月。

首先，我要感谢我的父母。在我漫长的求学生涯中，他们不仅给予了我无微不至的爱护和坚定不移的支持，也能时时刻刻与我分享成长过程中的苦与乐。尤其要感谢我的父亲，在我对于未来的选择迷茫和徘徊之时，能够与我耐心交流，一起排疑解惑，为我的成长增添许多动力。无论是在学业上还是生活中，他都能始终如一地给予我最无微不至的关怀和最真心的理解。

其次，我要感谢北大这片神奇肥沃的土地。北京大学作为中国最高学府总是充满着诱惑力和神秘感，向来是莘莘学子们梦寐以求之地。北大拥有着最优质的教育资源、最丰富的发展机会、最广阔的信息平台和最具理想和抱负的精英群体。生活在这样的校园氛围里，无疑是一种奢侈的享受和奇妙的际遇。未名湖滨，博雅塔畔，聆听燕园的鸟语花香、微风习习，眼观湖畔杨柳低垂、碧波荡漾，想来两年的燕园时光留给我的不仅仅是单薄的经济学知识和研究思维的训练，更多的是站在一个更高远的平台和更广阔的视野下对广袤未来的深邃思考和漫漫人生旅途的悉心关

照。

再次，我要感谢在我身边关心我、鼓励我和支持我的好友们。在我再获成功、一帆风顺的时候，是他们让我保持冷静的头脑和清醒的认识；当我处在迷茫徘徊的十字路口、面对未来选择的压力，也是他们给予我勇往直前的动力和十足的信心。他们让我不再是孤军奋战，我们一起探讨，共同前进，互相的勉励和帮助成为了我人生中宝贵的友谊财富。

最后，我还要感谢经济学院的多位老师两年来对我直接或间接的支持、指导和帮助。从选课到课后与老师的讨论交流，我不仅提升了自己的经济学知识水平，锻炼了经济学研究思维，也开阔了自己的眼界，这些都为我硕士毕业论文打下了坚实的理论基础。在此，还要感谢董志勇老师对我毕业论文的悉心指导和关照，以及对我硕士两年学习的指导和教诲。如若没有这些老师们的教导和帮助，我的学术生涯必将困难重重。

最末，我还要感谢燕园里所有为我的生活给予过关怀的一切良师益友们：是他们让我在两年之后，从这里带走的不仅是满载的知识，还留下了一地愉快的美好回忆！

马骁骁

2013年6月于燕园

北京大学学位论文原创性声明和使用授权说明

原创性声明

本人郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下，独立进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品或成果。对本文的研究做出重要贡献的个人和集体

，均已在文中以明确方式标明。本声明的法律结果由本人承担。

论文作者签名：日期：年月日

学位论文使用授权说明

（必须装订在提交学校图书馆的印刷本）

本人完全了解北京大学关于收集、保存、使用学位论文的规定，即：

●按照学校要求提交学位论文的印刷本和电子版本；

●学校有权保存学位论文的印刷本和电子版，并提供目录检索与阅览服务，在校园网上提供服务；

●学校可以采用影印、缩印、数字化或其它复制手段保存论文；

●因某种特殊原因需要延迟发布学位论文电子版，授权学校□一年/□两年

/□三年以后，在校园网上全文发布。

（保密论文在解密后遵守此规定）

论文作者签名：导师签名：

日期：年月日