

城镇居民婚姻匹配和家庭收入 变动：1991—2009

李雅楠，王 飞

(南开大学 经济学院，天津 300071)

摘要：文章利用1991~2009年的中国营养与健康调查数据，考察婚姻匹配对第一阶段（1991~1997年）和第二阶段（2001~2009年）家庭收入的影响。研究发现在绝大多数分位数上，同质性婚姻匹配对家庭收入有显著的正向影响，且在多数分位数上婚姻匹配对第二阶段家庭收入的影响系数大于第一阶段，说明随着市场化过程的深化，同质性婚姻匹配对家庭收入所起的作用逐渐增强。此外，跨期的家庭收入变动分解结果表明同质性婚姻匹配是家庭收入跨期差距的重要原因；尤其在低收入分位数上，同质性婚姻匹配对跨期收入差距的贡献更大。

关键词：婚姻匹配；家庭收入差距

中图分类号：C92-05 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-4149(2013)06-0039-08

The Assortative Mating and Changes in Household Income: 1991 - 2009

LI Ya-nan, WANG Fei

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

Abstract: Based on the CHNS survey data (1991 to 2009), this paper analyze the impact of assortative mating on the household income over two important phases: the first period (1991 to 1997) and the second period (2004 to 2007). We find that the homogamy assortative mating tended to increase household income over the two periods at almost all the quantiles, and the influence coefficient in the second period is larger than the first period, that means with the gradual deepening of the marketization, the effect of homogamy assortative mating on household income shows an upward trend. In addition to that, the intertemporal changes in household income decomposition results show that the homogamy assortative mating is the important factor of the changes in the household income; especially in the lowest quantile, the homogamy assortative mating contribute larger to the changes in the household income than in the higher quantile.

Keywords: assortative mating; changes in the household income

收稿日期：2013-04-10；修订日期：2013-09-11

基金项目：国家社会科学基金青年项目“最低工资管制的就业效应与收入分配效应实证研究”（12CJY018）。

作者简介：李雅楠（1987-），女，河南洛阳人，南开大学经济学院博士研究生。研究方向：劳动经济学、收入分配。

一、引言及文献回顾

改革开放以来,我国居民收入变动及其影响因素成为社会各界广泛关注的重要对象。20世纪90年代以来,国内外学者从不同角度对居民家庭收入差距进行了深入研究^[1-2]。虽然已婚女性参与劳动力市场以及家庭所在的地区都是影响居民家庭收入差距的重要原因,但是婚姻匹配也是其中一个不可忽视的因素。婚姻匹配,即“谁与谁结婚”,是指人们在择偶时遵循从相同或相似的阶层群体内挑选配偶这一婚配模式^[3]。随着市场化过程的逐步深化,为了应对一个高度不确定性的市场和高度分化的社会环境,为未来的家庭和孩子创造尽可能好的生活条件,我国的婚姻匹配模式在过去几十年来发生了重要的变化:择偶双方的自致性匹配(如教育等人力资本)呈明显而稳定的上升趋势,而先赋性的匹配(如家庭背景)呈现倒U型的小幅度波动^[4]。这种自致性婚姻匹配的上升会导致家庭内部结构发生变化,高-高学历、低-低学历的同质性婚姻匹配数量将会增加,这无疑会给家庭收入造成重要的影响。但到目前为止,国内尚没有系统的研究来分析婚姻匹配对家庭收入的影响。

国外有关两者关系的文献较多,但持有的观点有差异。贝克尔(Becker)指出婚姻匹配会降低代际间内部特征的变动,但正向的婚姻匹配会增加不同家庭的收入差距^[5]。巴迪特(Burdett)认为拥有相似特征的个体在婚姻市场中会自主地将自己划分为不同的阶层,他们在寻找配偶时按照这一阶层标准,其结果是个体仅会和其自身处于相同或相似的社会阶层的人结婚,处于较高阶层的男性一般不会选择和低阶层的女性结婚,反之亦然^[6]。但是,克林姆(Kremer)却持有不同的观点,他发现以配偶教育相关系数度量的婚姻匹配对收入和教育分布产生的影响很小^[7]。

现有的文献主要从以下两种思路考察婚姻匹配和家庭收入的关系:第一种思路使用传统的计量经济学模型简单考察两者之间的关系。施瓦兹(Schwartz)使用对数线性化模型描述了美国1967~2005年的婚姻匹配趋势,并估计了婚姻匹配对收入差距的贡献,他认为如果在此期间婚姻匹配模式不发生变化,美国的收入差距会下降25%~35%^[8]。但此种思路并不能对不同因素对家庭收入差距的贡献进行详细的分解。第二种思路在考察两者关系的同时使用了诸如收入不平等分解方法、反事实分析方法考察单个解释变量对家庭收入分布的影响。豪特(Hout)认为家庭收入的变动可以分解为丈夫收入的变动、妻子收入的变动以及丈夫和妻子收入关系的变动^[9],但豪特的模型仅能观察整体婚姻匹配对家庭收入差距的影响,对于不同收入分位数的影响却尚未提及。为了解决上述问题,蔡淑玲等人选取了以教育和职业两个指标度量的婚姻匹配,使用分位数回归的方法考察了我国台湾地区同质性婚姻匹配(homogamy)对不同分位数上家庭收入的影响,但是他们采用的分位数方法并不能量化地观察婚姻匹配对家庭收入差距影响的大小^[10]。沃纳(Worner)使用基于分布函数的半参数化分解方法(DFL)考察了1982~2003年的婚姻匹配模式对澳大利亚收入差距的影响^[11],但DFL分解方法的估计结果依赖于变量进入方程的先后顺序。

基于已有的文献,本文选择使用新近发展的基于RIF回归的分解(FFL)估计婚姻匹配对家庭收入不平等的影响。与沃纳使用的DFL分解方法相比,FFL分解结果一方面不依赖于变量进入方程的先后顺序,另一方面DFL分解通常只能将收入分布变动分解出解释变量总体的特征效应和系数效应,但对单个解释变量则要求必须是虚拟变量,而FFL放松了这一要求^[12]。在已有研究的基础上,本文利用1991~2009年的中国营养健康调查数据,使用基于RIF回归的分解方法(FFL)首次尝试分析婚姻匹配对不同时期家庭收入的影响。

二、数据描述

1. 样本选取

本文分析所使用的数据是美国北卡罗莱纳大学组织的中国健康和营养调查(CHNS)的数据。到

目前为止 CHNS 网站^①公布的调查年份包括 1989、1991、1993、1997、2000、2002、2004、2006 和 2009 年，该调查数据既包括个人的信息，也包括其配偶的相关信息，对本文的研究非常有用。为了比较全面地考察我国城镇居民家庭收入的变化趋势，本文选取 1991、1993、1997、2004、2006 和 2009 年六次调查数据，并将 1991、1993 和 1997 年的数据合并，2004、2006 和 2009 年的数据合并，即把六个调查年份划分为第一阶段（1991~1997）和第二阶段（2004~2009）两个时期。文中之所以将相邻年份的数据合并在一起，主要有两个原因：一是因为文中使用的家庭收入变量是经过 CPI 调整过的真实收入，而其他与家庭相关的特征变量在相邻年份变化不大；二是因为 20 世纪 90 年代是我国经济体制改革的重要时期，家庭成员的收入方式发生了较大的改变，而 21 世纪以来，经济改革难度逐渐增大，不同收入群体的收入来源有所固化，文中依此将现有的调查数据分为两个阶段。本文仅保留城镇地区家庭的数据，并将男性的年龄控制在 16~65 岁范围内，经过相关处理，第一阶段的有效样本有 2324 个；第二阶段的有效样本有 2232 个。

文中选用的家庭收入 (*hhincpc*) 是被调查家庭住户的人均家庭收入，包括工资、奖金、补贴以及其他现金和非现金收入，各年的收入均通过 CPI 调整为 2009 年的名义收入，实证分析中使用的是家庭收入的对数。从表 1 中可以看出，第二阶段（2004~2009）人均家庭收入均值远大于第一阶段（1991~1997），前者是后者的 3 倍，但前者的方差也远大于后者。对于解释变量婚姻匹配，文中参考蔡淑玲等人的研究，选择以教育程度衡量的婚姻匹配^[13]。这种婚姻匹配主要有以下三种类型：① 夫妻双方拥有相同的教育程度 (*homogamy*)，② 丈夫的教育程度高于妻子的教育程度 (*hypergamy*)，③ 妻子的教育程度高于丈夫的教育程度 (*hypogamy*)，实证分析中将传统的第二种婚姻匹配设为对照组。从中可以发现，在这期间，婚姻匹配发生了重要变化，同质性的婚姻匹配 (*homogamy*) 有所增加，增加幅度为 11%。

表 1 主要变量的统计描述

变量名	含义	1991~1997 年		2004~2009 年	
		均值	方差	均值	方差
<i>hhincpc</i>	人均家庭收入 (元)	4062.3930	3059.2670	12221.9200	16454.5800
<i>lnhhincpc</i>	人均家庭收入对数 (元)	8.0823	0.7281	8.9787	1.0508
<i>age</i>	夫妻双方年龄的均值 (岁)	44.2847	10.2481	47.9344	8.5374
<i>fedu</i>	夫妻双方受教育水平较高一方的教育年限 (年)	9.2290	3.8528	11.0932	2.9836
<i>hypergamy</i>	丈夫的教育程度较高定义为 1	0.4608	0.4986	0.4171	0.4932
<i>homogamy</i>	夫妻双方有相同的教育程度定义为 1	0.3361	0.4725	0.3728	0.4836
<i>hypogamy</i>	妻子的教育程度较高定义为 1	0.2031	0.4024	0.2101	0.4075
<i>dual</i>	夫妻双方均有工作定义为 1	0.6351	0.4815	0.4319	0.4955
<i>fjob</i>	仅妻子有工作定义为 1	0.0340	0.1813	0.0614	0.2401
<i>mjob</i>	仅丈夫有工作定义为 1	0.1863	0.3894	0.2711	0.4446
<i>focc</i>	夫妻双方职业排序较高一方的职业排序	3.5412	1.2508	3.5872	1.2766
<i>district</i>	家庭所在的地区	0.3795	0.4854	0.4592	0.4984
<i>selfemploy</i>	夫妻双方如有一方是自我雇佣定义为 1	0.0323	0.1768	0.0560	0.2300
<i>unit2</i>	夫妻双方均在国有单位工作定义为 1	0.5413	0.4984	0.1864	0.3895
<i>unit1</i>	夫妻双方仅有一方在国有单位工作定义为 1	0.2324	0.4224	0.2446	0.4300
<i>N</i>	观察值	2324	2324	2232	2232

注：依据 CHNS 网站公布数据整理得到。

解释变量中除了婚姻匹配外，参考已有文献还加入了其他控制变量。夫妻双方的劳动力市场特征是影响家庭收入的重要因素，文中分别从劳动市场参与、单位所有制特征等几个方面对此进行考察。文中将夫妻双方的劳动参与分为三种类型：① 双职工家庭，夫妻双方均有工作 (*dual*)，② 仅丈夫工作的单职工家庭 (*mjob*)，③ 仅妻子工作的单职工家庭 (*fjob*)，实证分析中

① 网址：www.cpc.unc.edu/projects/china/

将第三种类别 (*fjob*) 视为对照组。将夫妻双方的单位所有制性质分为三类：①夫妻双方均在国有单位工作的双国有单位职工家庭 (*unit2*)；②仅有一方在国有单位工作的单国有单位职工家庭 (*unit1*)；③夫妻双方至少有一方是自我雇佣的自我雇佣家庭 (*selfemploy*)。此外，文中还加入了夫妻双方年龄的均值 (*age*)，夫妻双方教育程度较高一方的教育年限 (*fedu*)，夫妻双方职业排序较高一方的职业排序 (*focc*) 及被调查家庭所在的地区作为其他解释变量。表 1 给出了两个阶段计量分析中使用的主要变量的均值和方差。

2. 家庭收入分布

为了观察家庭收入在两个阶段的纵向变化情况，文中将两个阶段的家庭收入分布进行对比，如图 1、图 2 所示。图 1 是两个阶段人均家庭收入对数的核密度估计，可以看出，与第一阶段 (1991 ~ 1997) 相比，第二阶段 (2004 ~ 2009) 的家庭收入对数的密度函数明显左偏，右尾厚度增加，且分布的离散程度增加，方差上升。图 2 显示的是两个阶段人均家庭收入对数的分位数 (左轴) 及分位数之差 (右轴)。从图 2 中可以看出，在各个分位数上，第二阶段的家庭收入对数在第一阶段家庭收入对数之上，且两个阶段的左尾分位数比较接近，但随着分位数的上升，分位数之差逐渐上升，收入分布的离散程度不断扩大。由此可见，20 世纪 90 年代我国城镇居民家庭收入有了快速的增加，但是家庭收入分布也发生了重要的变化。

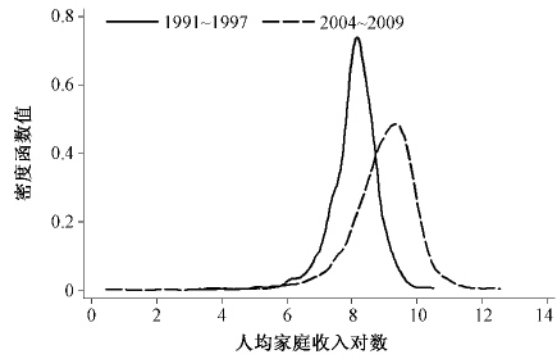


图 1 家庭收入分布核密度图 (1991 ~ 2009)

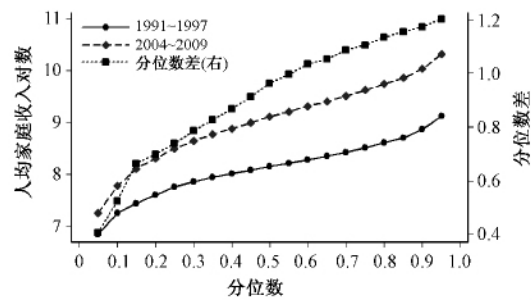


图 2 家庭收入分布分位数图 (1991 ~ 2009)

三、实证结果及分析

1. 家庭收入方程估计结果

表 2、表 3 报告了 1991 ~ 1997 年、2004 ~ 2009 年两个时期城镇居民家庭收入方程。由于各分位数能全面刻画家庭收入分布状况，本文给出了五个有代表性的分位数回归结果，他们分别是 0.10、0.25、0.50、0.75 和 0.90，在表中，分别用 Q10，Q25，Q50，Q75 和 Q90 表示。文中主要将解释变量分为以下七类：年龄、教育、婚姻匹配、劳动参与、职业、单位性质和地区。结果显示，城镇居民家庭收入的解释变量在不同阶段、不同分位数上的系数存在较大差异。

从表 2 中可以看出，年龄的回归系数在所有分位数上均显著为正，且第二阶段各分位数上的回归系数均大于第一阶段的回归系数，这说明随着市场化进程的逐步深化，经验对家庭收入的作用在逐渐增强。教育程度在各分位数上均对家庭收入有显著的影响，且在绝大多数的分位数上，第二阶段的回归系数均大于第一阶段，这说明随着改革的深入，教育收益率在增加。但教育对家庭收入的影响系数在不同分位数上的变化趋势在两个阶段是不同的：在第一阶段，随着分位数上升，教育对家庭收入的影响系数逐渐增加；但在第二阶段，教育对家庭收入的影响系数在不同分位数上的分布呈倒 U 型，在 50% 分位数上，教育对家庭收入的影响系数最大，为 0.073，即在中位数点上，家庭中较高教育水平的一方的教育程度每额外增加一年，家庭收入增加 7.3%，90% 分位数上的影响系数最低，仅为 0.037，此分位数上第二阶段影响系数小于第一阶段的影响系数，这说明不同于其他分位数，最高分位数上教育收益率有所下降。

表2 1991~1997年RIF分位数回归结果

变量名	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
<i>age</i>	0.015*** (3.411)	0.013*** (5.367)	0.012*** (6.669)	0.017*** (8.125)	0.018*** (5.404)
<i>fedu</i>	0.031*** (2.757)	0.037*** (5.710)	0.033*** (7.094)	0.042*** (7.489)	0.046*** (5.091)
<i>homogamy</i>	0.103 (1.416)	0.158*** (3.520)	0.150*** (4.557)	0.141*** (3.580)	0.232*** (3.823)
<i>hypogamy</i>	0.053 (0.628)	0.086 (1.635)	0.011 (0.302)	0.027 (0.657)	0.082 (1.408)
<i>dual</i>	0.313** (2.079)	0.195** (2.282)	0.120** (2.117)	0.182*** (2.789)	0.169* (1.758)
<i>mjob</i>	0.179 (1.180)	0.134 (1.521)	0.084 (1.432)	0.087 (1.345)	0.053 (0.580)
<i>focc</i>	0.139*** (3.697)	0.080*** (3.380)	0.061*** (3.587)	0.018 (0.958)	0.026 (0.916)
<i>selfemploy</i>	0.709*** (4.481)	0.458*** (4.159)	0.324*** (3.892)	0.348*** (3.103)	0.695*** (3.250)
<i>unit2</i>	0.803*** (6.010)	0.396*** (4.916)	0.084 (1.574)	-0.075 (-1.272)	-0.366*** (-3.925)
<i>unit1</i>	0.326** (2.263)	0.060 (0.719)	-0.080 (-1.475)	-0.074 (-1.194)	-0.241** (-2.374)
<i>district</i>	-0.034 (-0.566)	0.124*** (3.187)	0.079*** (2.672)	0.095*** (2.721)	0.067 (1.285)
<i>_ cons</i>	4.978*** (15.952)	6.030*** (36.324)	6.896*** (59.858)	7.114*** (50.786)	7.535*** (33.503)
<i>N</i>	2073	2073	2073	2073	2073
<i>R²</i>	0.126	0.146	0.117	0.074	0.052
<i>R²_a</i>	0.121	0.141	0.112	0.069	0.047
<i>F</i>	16.062	32.613	28.255	13.245	6.605

注：括号内为t值；*，**，***分别代表在10%，5%和1%的水平上显著。

表3 2004~2009年RIF分位数回归结果

变量名	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
<i>age</i>	0.018*** (2.929)	0.024*** (6.074)	0.029*** (9.642)	0.030*** (10.261)	0.027*** (6.041)
<i>fedu</i>	0.058*** (2.673)	0.061*** (4.618)	0.073*** (7.037)	0.060*** (5.926)	0.037** (2.442)
<i>homogamy</i>	0.442*** (4.843)	0.175*** (2.793)	0.252*** (4.848)	0.218*** (4.127)	0.200*** (2.660)
<i>hypogamy</i>	0.190 (1.595)	0.015 (0.193)	-0.045 (-0.747)	-0.086 (-1.578)	-0.115* (-1.696)
<i>dual</i>	0.428** (2.124)	0.438*** (3.529)	0.280*** (3.240)	0.220*** (3.040)	0.107 (1.112)
<i>mjob</i>	0.382** (1.976)	0.359*** (2.943)	0.138 (1.603)	0.135* (1.840)	0.083 (0.815)
<i>focc</i>	0.233*** (4.782)	0.186*** (5.938)	0.110*** (4.387)	0.077*** (3.298)	0.081** (2.430)
<i>selfemploy</i>	0.255 (1.397)	0.160 (1.265)	0.223** (2.373)	0.259*** (2.800)	0.397*** (2.732)
<i>unit2</i>	0.448*** (3.587)	0.528*** (5.744)	0.481*** (6.021)	0.172** (2.170)	0.075 (0.688)
<i>unit1</i>	0.431*** (3.470)	0.270*** (3.183)	0.057 (0.887)	-0.013 (-0.225)	-0.149* (-1.845)
<i>district</i>	0.220*** (2.977)	0.068 (1.275)	0.070 (1.554)	0.122*** (2.668)	0.134** (2.126)
<i>_ cons</i>	4.775*** (10.401)	5.447*** (19.935)	6.168*** (30.464)	6.977*** (35.912)	7.918*** (26.343)
<i>N</i>	1670	1670	1670	1670	1670
<i>R²</i>	0.139	0.213	0.237	0.146	0.062
<i>R²_a</i>	0.133	0.208	0.232	0.140	0.055
<i>F</i>	18.392	46.412	61.062	26.907	7.241

注：括号内为t值；*，**，***分别代表在10%，5%和1%的水平上显著。

相对于丈夫教育程度高于妻子的婚姻匹配模式，同质性婚姻匹配在绝大多数的分位数上对家庭收入有显著的正影响，为了更清楚地观察不同分位数上同质性婚姻匹配对家庭收入的影响，图3给出了同质性婚姻匹配在不同时期不同分位数上的RIF回归系数。从中可以看出，除了最高分位数（Q90）上第二阶段的影响系数小于第一阶段外，其他分位数上第二阶段的影响系数均大于第一阶段，这说明同质性婚姻匹配对家庭收入所起的作用逐渐增强。图3中除了10%、25%分位数上两个时期影响系数有较大差异外，其他分位数上影响系数的波动趋势比较一致：在第一阶段，10%、25%分位数对家庭收入的影响系数是所有分位数影响系数中最低的；而在第二阶段，10%、25%分位数对家庭收入的影响系数却是所有分位数影响系数中最高的。妻子教育程度高于丈夫的婚姻匹配模式在大多数的分位数上对家庭收入没有显著影响，这说明妻子教育程度高于丈夫和丈夫的教育程度高于妻子的婚姻匹配模式对我国城镇居民家庭收入的影响没有明显的区别。但第二阶段最高分位数（Q90）上异性婚姻匹配对家庭收入的影响为负且显著，这意味着高收入分位数上女性相对高教育程度对家庭收入的贡献不如丈夫相对高教育程度对家庭收入的影响大。

与家庭中仅有妻子参与劳动力市场相比，夫妻双方均参与劳动力市场对两个阶段绝大多数分位数上的家庭收入有正的显著影响。第一阶段，双职工对最低分位数（10%）的家庭收入影响系数最大，对50%分位数影响系数最小，影响系数在整个分位数分布区间内并没有固定的变化趋势。第二阶段，双职工对最低分位数的影响系数最大，达到了0.428，但这一影响系数随着分位数的提高逐渐降低，在最高分位数（90%）上，双职工对家庭收入没有任何影响。在第一阶段中，相对于仅有妻子参与劳动力市场的单职工家庭，仅有丈夫参与劳动力市场对家庭收入没有影响，这从侧面反映了在这一时期，两性之间的性别工资收入差距并没有显著差异；但在第二阶段，仅有丈夫参与劳动力市场分别在10%、25%及75%分位数上对家庭收入有正的影响且显著，这说明，伴随着改革的逐步深入，性别收入差距逐渐扩大，男性参与劳动力市场对低分位数家庭的收入贡献加大。

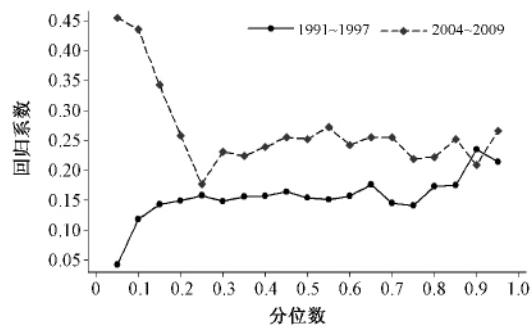


图3 婚姻匹配 RIF 分位数回归系数

夫妻双方中职业排序较高的职业对两个时期绝大多数分位数上的家庭收入有正的显著影响，且第二阶段的影响系数大于第一阶段；不同于第二阶段，第一阶段的职业排序仅对中低分位数（10%、25%、50%）上的家庭收入有影响，而第二阶段的职业排序对全部分位数上的家庭收入均有显著影响，这反映了随着改革的逐步深入，职业类别间的收入差距在逐渐扩大。自我雇佣对两个时期绝大多数分位数上的家庭收入有正的显著影响；但第一阶段的影响系数大于第二阶段；此外，在第一阶段，自我雇佣对所有分位数上的家庭收入均有正的显著影响，而在第二阶段，自我雇佣仅仅对低收入分位数上的家庭收入有正向的影响，这印证了张义博提出的社会阶层动态化假说，他认为在第一阶段，非公共部门比公共部门更具有明显的收入优势，但在第二阶段较高收入分位数上，非公共部门不再具有收入优势^[14]。夫妻双方是否均在国有单位工作对家庭收入的影响在两个时期也有较大的差异：在第一阶段，双国有单位职工仅对低收入分位数上（10%、25%）的家庭收入有显著的正向影响，但对最高收入分位数上的家庭收入影响为负，这意味着夫妻双方均是国有单位职工并不利于高分位数上城镇居民家庭收入的增加；而在第二阶段，双国有单位职工对绝大多数分位数上的家庭收入有正的显著影响，这进一步印证了在第二阶段，国有单位的收入优势有了恢复性的增长，但在最高收入分位数上，双国有单位职工对家庭收入并没有显著影响，这主要是由国有单位的公共属性和收入分布趋中的特点决定的^[15]。而夫妻双方中仅有一方是国有单位职工仅对少数分位数上的家庭收入有显著影响，在第一阶段，单国有单位职工仅对最低分位数和最高分位数的家庭收入有显著影响，但对前者的影响

为正，对后者的影响为负；在第二阶段，单国有单位职工对 10%、25% 分位数的家庭收入影响为正，对最高分位数的家庭收入影响依旧为负。地区对两个阶段绝大多数分位数上的家庭收入有正的显著的影响，但在第一阶段中，地区变量主要对 25%、50% 及 75% 分位数上的家庭收入有正的显著影响，在第二阶段中，则是对 10%、75% 和 90% 分位数上的家庭收入有显著影响，这说明地区差异对中等收入家庭的收入影响逐渐减低。

2. 跨期家庭收入变动分解结果

虽然 RIF 分位数回归可以看出不同时期婚姻匹配对家庭收入的影响系数，但是并不能观察到各要素对两个阶段收入变动的的影响，表 4 给出了基于 FFL 分解方法的家庭收入跨期变动分解结果，体现了家庭收入的跨期差异及特征效应、系数效应两部分各自对总差异的影响。从中可以发现，1991 ~ 2009 年，各分位数的家庭收入都有较大的增加，随着分位数的提高，总差异也在增加，高收入分位数家庭收入增加最多；从表 4 还可以看出，各要素的特征效应解释了小部分家庭收入的差距，系数效应解释了大部分家庭收入的差距。

综合分析表 4 中几个分位数上的特征效应可以发现，教育是造成特征效应的主要因素，不同分位数上教育解释的特征效应均在 50% 以上，这说明两个阶段家庭收入差距主要是由城镇居民教育程度增加带来的。年龄及单职工（男性）对特征效应变动的贡献率次之：其中，不同分位数上年龄对特征效应的贡献分布呈倒 U 型，在 10% 分位数上，年龄对特征效应的贡献仅为 25%，但在 25% 分位数上，年龄对特征效应的贡献比重最大，为 69%，随着分位数的进一步提高，年龄的贡献比重逐渐下降；不同分位数上单职工（男性）对特征效应的贡献分布也呈倒 U 型，不再赘述。文中主要关注婚姻匹配对特征效应的影响，从表 4 中可以发现，同质性婚姻匹配对低收入分位数上的特征效应具有较大的解释力，且在不同分位数上同质性婚姻匹配对特征效应的贡献分布呈 U 型；在 10% 分位

表 4 跨期 FFL 分解结果

分位数	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
总差异	0.7683	0.8354	1.0306	1.1598	1.2133
特征效应	0.1358	0.0667	0.0858	0.1678	0.1449
年龄	0.0345	0.0460	0.0550	0.0579	0.0518
教育	0.1176	0.1250	0.1480	0.1225	0.0752
同质性婚姻匹配	0.0440	0.0174	0.0251	0.0217	0.0200
异性性婚姻匹配	-0.0013	-0.0001	0.0003	0.0006	0.0008
双职工	-0.0448	-0.0458	-0.0293	-0.0230	-0.0112
单职工（男性）	0.0611	0.0574	0.0220	0.0216	0.0132
职业	0.0125	0.0100	0.0059	0.0041	0.0043
自我雇佣	0.0107	0.0067	0.0094	0.0109	0.0167
双国有单位职工	-0.1498	-0.1764	-0.1608	-0.0575	-0.0251
单国有单位职工	0.0334	0.0209	0.0044	-0.0010	-0.0115
地区	0.0177	0.0055	0.0057	0.0099	0.0108
系数效应	0.6326	0.7687	0.9448	0.9921	1.0683
年龄	0.1299	0.4838	0.7491	0.5822	0.4027
教育	0.2450	0.2194	0.3682	0.1576	-0.0971
同质性婚姻匹配	0.1021	0.0041	0.0303	0.0223	-0.0106
异性性婚姻匹配	0.0280	-0.0167	-0.0128	-0.0257	-0.0437
双职工	0.1278	0.2173	0.1388	0.0780	0.0189
单职工（男性）	0.0534	0.0585	0.0193	0.0245	0.0230
职业	0.3349	0.3769	0.1733	0.2115	0.1979
自我雇佣	-0.0139	-0.0091	-0.0031	-0.0028	-0.0091
双国有单位职工	-0.2074	0.0753	0.2301	0.1426	0.2551
单国有单位职工	0.0229	0.0485	0.0320	0.0117	0.0192
地区	0.0960	-0.0185	-0.0019	0.0124	0.0272
常数项	-0.2860	-0.6707	-0.7784	-0.2224	0.2848

数上，同质性婚姻匹配解释了 32% 的特征效应，但随着分位数的上升，同质性婚姻匹配的解释力逐渐下降，75% 分位数上的同质性婚姻匹配对特征效应的解释最小，仅有 13%。此外，地区和自我雇佣也是影响特征效应的重要因素；但双职工及双国有单位职工对特征效应的影响为负，这主要是因为第二阶段中，这两种类型的家庭比例都有所下降，这跟表 1 的统计描述一致。

系数效应是导致家庭收入变动的主要原因。教育依旧是造成系数效应的重要因素，但在最高分位数上（90%）教育带来的系数效应为负值，这说明在最高分位数上教育收益率带来的家庭收入增加低于第一阶段教育带来的收入增加。此外，年龄、职业也是影响系数效应的重要因素，其中职业在低收入分位数（10%、25%）上对系数效应的贡献分别为 52% 和 49%，但在其他收入分位数上该因素

对系数效应的贡献介于18%~22%。劳动力市场特征中,是否为双职工家庭是影响系数效应的次要因素,该变量在中低分位数(10%、25%、50%)上对系数效应的贡献分别为20%、28%和15%,但在中高分位数(75%)上对系数效应的贡献仅为7%。婚姻匹配对系数效应也有重要的影响,尤其是对最低分位数系数效应的影响达到全部系数效应的16%,但随着分位数的提高,婚姻匹配对系数效应的影响比重逐渐下降,在最高分位数上(90%),婚姻匹配对系数效应的影响为负,这意味着最高分位数上婚姻匹配倾向于使第一阶段的家庭收入大于第二阶段。不同于其他因素对系数效应的影响,自我雇佣对其的影响为负,这说明自我雇佣的收益率不利于第二阶段的收入。双国有单位职工在低分位数上对系数效应的影响为负,在其他分位数对系数效应的影响为正,且随着分位数的提高,所造成的影响也越大,这同上一部分的分析结果是一致的,第二阶段,非国有部分的收入优势在降低,国有部分的收入优势逐渐恢复。最后,是否只有丈夫参与劳动力市场(单职工)家庭、地区及是否单国有单位职工家庭对系数效应的贡献较小,文中不做赘述。

四、结论

本文首次利用CHNS分析婚姻匹配对我国城镇居民家庭收入差距的影响,得到的主要结论是:第一,同传统的丈夫的教育程度大于妻子教育程度的婚姻匹配相比,在绝大多数分位数上,同质性婚姻匹配对家庭收入有显著的正向影响;在大多数分位数上第二阶段的影响系数大于第一阶段,这说明同质性婚姻匹配对家庭收入所起的作用逐渐增强。第二,跨期的家庭收入总差距随着分位数的提高逐渐上升,但绝大部分的家庭收入差距归因于系数效应而非特征效应;这意味着这一期间高分位数上的家庭收入增加速度更快,但这主要是由家庭特征的收益率变化引起的。第三,同质性婚姻匹配对特征效应应具有较大的解释力,且同质性婚姻匹配对低收入分位数上的特征效应贡献比重最大,但随着分位数的上升,同质性婚姻匹配的解释力逐渐下降,这意味着同质性婚姻匹配对低分位数上家庭收入变动的的影响大于对高分位数上家庭收入变动的的影响。

参考文献:

- [1] 段景辉,陈建宝. 我国城乡家庭收入差距影响因素的分位数回归解析 [J]. 经济学家,2009,(9).
- [2] 丁赛,董晓媛,李实. 经济转型下的中国城镇女性就业、收入及其对家庭收入不平等的影响 [J]. 经济学(季刊),2007,(7).
- [3] 张翼. 中国阶层内婚制的延续 [J]. 中国人口科学,2003,(4).
- [4] 李煜. 婚姻的变迁: 社会开放性视角 [J]. 社会学研究,2011,(4).
- [5] Becker, T. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility [J]. The Journal of Political Economy, 1979, 87 (6).
- [6] Burdett, C. Marriage and Class [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112 (1).
- [7] Kremer, M. How Much Does Sorting Increase Inequality [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112 (1).
- [8] Schwartz, C. R. Earnings Inequality and the Changing Association between Spouses' Earnings [J]. American Journal of Sociology, 2010, 115 (5).
- [9] Hout, M. The Association between Husbands' and Wives' Occupations in Two-earner Families [J]. American Journal of Sociology, 1982, 88 (2).
- [10] Shu - Ling Tsai, Chung-Ming Kuan. Assortative Mating and Income Inequality in Taiwan: A Quantile Regression Approach [R]. Working Paper, 2003.
- [11] Worner, S. The Effects of Assortative Mating on Income Inequality: A Decompositional Analysis [R]. The Australian National University Working Paper, 2006.
- [12] 郭继强,姜俐,陆利丽. 工资差异分解方法述评 [J]. 经济学季刊,2011,(2).
- [13] 同 [10].
- [14] 张义博. 公共部门与非公共部门收入差异的变迁 [J]. 经济研究,2012,(4).
- [15] 同 [14].

[责任编辑 冯 乐]