“混合型”主观阶层认同：关于中国民众阶层认同的新解释

许　琪

提要：本文使用中国综合社会调查 2010 和 2013 年数据研究了中国民众的主观阶层认同及其偏差的影响因素。与以往的研究大多仅关注受访者本人的社会地位不同，本文提出了“混合型”阶层认同的概念，并发现除受访者本人之外，其配偶和父母的社会地位也会影响个体的主观阶层认同和阶层认同偏差。而且，父母社会地位对年轻人和与父母同住的人影响更大，配偶社会地位对在婚女性影响更大。此外，父母和配偶的社会地位对个体阶层认同的影响有随时间的推移不断增强的趋势。本研究指出，对中国民众阶层认同的研究应当以家庭为基本分析单位，充分考虑不同群体阶层认同影响因素的差异性，结合中国特殊的现代化进程来研究中国人阶层认同的影响因素及其变迁。

关键词：阶层认同　阶层认同偏差　客观社会地位　配偶　父母

一、引　言

自 1978 年改革开放以来，中国在经济转型和体制转轨的双重作用下，进入了波兰尼所说的“大转型”时期（王绍光，2012）。转型期中国社会阶层结构的变化无疑是社会分层研究者最为关心的问题。起初，学者们的目光聚焦在教育、收入和职业地位等客观社会经济地位的获得上（李强，2008；Bian，2002），近些年来，越来越多的学者开始关注阶层认同或阶层自我定位等主观社会地位的获得。大量的研究发现，中国民众的阶层地位认同不同于西方社会阶层地位认同的“中层认同”，而是相对偏低（边燕杰、卢汉龙，2002；董运生，2007；高勇，2013；冯仕政，2011；李春玲，2003；刘欣，2001）。而且很多研究发现，与经典的“地位决定论”相悖，教育、收入和职业地位等客观社会经济地位指标对中国民众主观阶层地位的解释力非常有限（卢福营、张兆曙，2006；刘欣，2002）。因此，中国民众的主观阶层地位与其客观地位之间的偏差也是备受学界关注的一个新议题（范晓光、陈云松，2015；韩钰、仇立

平,2015; 雷开春,2009) 。

目前,学术界关于“地位决定论”的失灵和中国民众普遍存在的阶层认同偏差主要有三种理论解释。第一种理论延续了“地位决定论”的解释逻辑,认为在现代社会,个体的教育、收入和职业地位之间往往存在不一致的现象,这使得人们可能身处多重叠加的社会群体之中,进而使其阶层地位认同模糊(Hodge & Treiman,1968; Hout, 2008) 。第二种理论强调个体的“阶层轨迹”对其当下阶层认同的影响(Wright & Shin,1988) 。这一理论认为,个体会综合其“过去”和“现在”的社会地位来评价其当前的社会地位。在社会剧烈变迁的背景下,个体的阶层地位也时常处于变动不居的状态,这时,个体社会经济地位的相对变动或个体对其社会流动过程的主观感知就会对其当前社会地位的主观评价产生极为重要的影响(刘欣,2002; 范晓光、陈云松,2015) 。最后,第三种理论从“参照群体”理论出发,认为个体对自身社会地位的感知是参照他人的社会地位而获得的,由于社会网络的形成过程充满选择性,所以个体和其参照群体之间往往具有同质性,这使得人们倾向于认为自己处于社会的中间位置(Kelley & Evans,1995) 。刘欣(2001) 在此理论的基础上进一步提出了“相对剥夺”的概念,认为在快速的社会转型时期,不同阶层或群体的获益程度有很大差异,这使得一部分人在社会经济地位或生活机遇上处于相对剥夺的状态,而处于相对剥夺状态的个体倾向于低估其社会阶层地位(范晓光、陈云松,2015) 。

上述三种理论对经典的“地位决定论”进行了很好的发展和补充,同时也为我们认识和理解我国当前阶层认同的现状和主客观阶层地位认同偏差形成的原因奠定了重要而坚实的基础。但是,与经典的“地位决定论”相同,上述三种理论都以研究对象自身的社会经济地位为核心解释变量,换言之,这三种理论和“地位决定论”都假设仅仅通过研究对象自身的客观社会地位(无论是当前的、过去的还是相对于他人的) 就可以在很大程度上理解其主观阶层认同。而事实上,这一假设并不必然成立。

众所周知,无论在中国还是在西方社会,绝大多数个人都生活在家庭之中。个人的生活机遇除了受自身教育、收入和职业地位的影响之外,还在很大程度上受配偶、父母等其他家庭成员的影响。所以,除了研究对象自身之外,这些家庭成员的社会地位很可能也是个体建构主观阶层认同的重要来源。在以核心家庭为主体的西方国家,一些学者

已经关注到配偶的社会地位对个人阶层认同的重要影响(Davis & Robinson,1988),而在中国这样一个有大家庭传统的国家,除了配偶之外,个体的原生家庭(或父母)可能也是影响其评价自身阶层地位的重要因素。沿着这一思路,笔者提出了"混合型"主观阶层认同的概念,以区别于以往大多仅关注研究对象自身的传统。透过这一概念,本文试图为中国的阶层认同研究提出新的分析视角,并为中国人阶层认同偏差的形成原因提供一个新的理论解释。

二、理论回顾和研究假设

(一)配偶地位的影响

从理论上看,笔者提出的"混合型"主观阶层认同的概念可以追溯到西方学者对女性阶层地位及其认同的相关研究。受传统性别分工的影响,西方国家女性的劳动参与率一直不高,这导致经典的社会分层研究大多仅关注男性,而很少研究女性。但是,随着20世纪70年代以来西方女权主义运动的兴起和女性劳动参与率的提高,女性的社会阶层地位如何决定成为社会分层理论家必须正视的一个问题。

在这样的背景下,作为新韦伯主义分层理论代表人物之一的戈德索普在1983年发表了一篇题为《女性和阶层分析》的理论文章(Goldthorpe,1983)。在这篇文章中,戈德索普强调了以"家庭"而非"个人"作为社会分层研究基本分析单位的重要性。在戈德索普看来,一个家庭的社会地位主要由家里男性家长的地位决定,而女性大多只能依附于男性生活,所以她们的社会地位也只能从属于男性(Goldthorpe,1983)。换言之,在戈德索普看来,女性并不具有独立的社会阶层认知,或者说女性对自身社会阶层归属的感知主要受其丈夫社会地位的影响。

戈德索普对女性社会地位的传统观点引起了学术界的广泛争议(Baxter,1994),虽然一些研究支持他的观点(Velsor & Beeghley,1979),但也有很多学者(特别是女权主义学者)对之进行了严厉的批评(Stanworth,1984)。我们暂且不论戈德索普上述观点是否正确,仅就这一观点本身而言,它的一个重要贡献在于提出了以家庭为单位的分析视角,并且指出了配偶在决定个人主观阶层认同时的重要作用。受

到戈德索普的启发,大量的西方学者开始研究受访者本人的社会地位和其配偶的社会地位在决定个人阶层认同时的相对影响,而且分析的对象也不仅限于女性,还包括男性。

例如,在一项经典研究中,戴维斯和罗宾逊(Davis & Robinson, 1988)将已婚夫妇的阶层认同划分为三种理想类型: 第一种是“独立型”,即夫妇的阶层认同完全由自身的社会地位决定; 第二种是“共享性”,即夫妇在评判自己所属的社会阶层时会综合考虑自己和配偶的社会经济地位; 第三种是“依附型”,即夫妇完全根据配偶的社会经济地位决定自己的阶层归属。戴维斯和罗宾逊的研究发现,在 20 世纪 70 – 80 年代,美国已婚男性的阶层认同在逐渐向“独立型”转变,而已婚女性的阶层认同则在从“依附型”向“共享型”转变。他们认为,女权主义观念的普及和女性劳动参与率的提高是导致夫妇阶层认同类型发生转变的主要原因。在另一项研究中,赖特(Wright,1989)也表达了与戴维斯和罗宾逊相似的观点。作为新马克思主义社会分层理论的代表人物,赖特延续了马克思主义者认为个人的主观阶层地位主要受客观阶层位置影响的核心观点,但在赖特看来,阶层位置有直接和间接之分。直接的阶层位置是本人与生产资料的直接联系,而间接的阶层位置是通过他人(比如配偶)而与生产资料建立的联系。通过对美国和瑞典两个国家的比较研究,赖特发现,在瑞典,女性的直接阶层位置对其主观阶层认同有更加重要的影响; 而在美国,女性的阶层认同则主要受配偶阶层位置的影响。赖特认为,这在很大程度上是由两国妇女的经济独立性不同造成的。瑞典女性的劳动参与率大大高于美国,所以她们在评价自己的阶层认同时也更加独立。

综上所述,自戈德索普以降的一系列研究已经充分说明,本人和配偶的客观社会地位都会影响受访者对其自身阶层归属的认知,这一观点也成为本文提出“混合型”主观阶层认同最初的理论来源。结合上述针对西方国家的理论和经验研究成果,笔者认为,在研究中国民众的主观阶层认同时也应结合本人和配偶两方面的因素,由此提出以下研究假设。

假设 1: 本人的社会地位和配偶的社会地位都会影响中国民众的主观阶层认同。

此外,上述研究的另一个重要发现在于,在传统性别观念的影响下,本人和配偶的社会地位对男性和女性阶层认同的相对重要性有很

大不同，而且，这种相对重要性会随着一个国家或社会的性别平等观念和女性经济独立性的变化而发生变化。众所周知，中国有着悠久的父权制家庭传统，“男主外，女主内”和“男尊女卑”的传统观念对中国人的人生观和价值观有着非常深刻的影响。因此，笔者认为，戈德索普对女性阶层认同的传统观点在中国依然成立，由此提出以下研究假设。

假设2：在中国，本人的社会地位对男性的阶层认同影响更大，而配偶的社会地位对女性的阶层认同影响更大。

（二）父母地位的影响

自布劳和邓肯（Blau & Duncan，1967）提出经典的“地位获得模型”以来，研究父母的社会地位或家庭背景对个体地位获得的影响就一直是社会分层和流动研究中的一个重要议题。但是，无论是针对西方国家的研究还是针对中国的研究，学者们在探讨家庭背景对子女社会地位的影响时，往往仅关注子女在教育、收入和职业等客观社会地位方面的获得，而很少研究其主观地位的获得（Ganzeboom et al.，1991）。此外，西方学者对个人阶层地位认同的研究也仅仅将分析的范围从本人拓展到配偶，也很少再进一步延伸到其父母（Davis & Robinson，1988）。这或许是因为在西方社会以核心家庭为主的背景下，子女在成年以后大多离开父母而与其配偶同住，所以本人和配偶构成了一个共同的生活单位，而父母与成年子女之间的联系并不紧密（Chu & Yu，2010）。但是在中国，情况却大不相同。

首先，中国有多代同堂的大家庭传统，这导致很多子女在结婚以后依然会与父母共同生活在一起（Logan et al.，1998）。虽然在现代化的背景下，近些年来中国家庭呈现明显的核心化趋势，但与欧美发达国家相比，中国子女结婚以后与父母同住的比例依然很高（Chu et al.，2011）。2010年第六次人口普查数据显示，我国多代同堂的直系家庭和联合家庭的比例合计为23.57%（王跃生，2013），65岁及以上老人与子女同住的比例也接近50%（王跃生，2014），所以多代家庭依然是一种不可忽视的重要家庭类型。在多代家庭，子女与父母共同生活，父母的社会地位自然就会成为影响子女社会地位和生活机遇的一个重要因素，所以在中国，父母的社会地位很可能也会对子女的阶层认同产生直接影响。

其次，很多关于代际关系的研究发现，无论子女是否与父母同住，

中国父母与子女之间都会保持非常密切的联系(Bian et al.,1998) 。这种联系既包括经济上的,也包括生活上的,还包括情感上的; 既包括基于孝道传统的子女对父母的各种支持,也包括父母向成年子女提供的各种形式的帮助(许琪,2017) 。各种错综复杂的代际关系不仅将中国的子女和父母在生活上紧密联系在一起,而且使之在心理上结成了一个不可分割的共同体。在这种情况下,子女的观念和行为都会或多或少地受到父母的影响,使得他们在评价自身的阶层归属时,也会有意识或无意识地将自己的生活境遇与父母的地位勾连起来。因此,在中国,父母的社会地位也是影响个体阶层认同的一个不可忽视的重要因素。

最后,关于中国社会分层的很多实证研究已经发现,家庭出身或父母的社会地位对中国人的教育、收入和职业等很多客观社会经济地位指标均有非常显著的影响(张翼,2004; 李路路、朱斌,2015) 。而且与西方社会的代际传递模式不同,在中国,家庭背景不仅会通过教育这条间接途径影响个体最终的地位获得,而且会对其产生非常显著的直接影响(Bian,2002) 。一些历时性的研究还发现,无论是对教育这条间接途径的影响还是对最终地位获得的直接影响,家庭背景的影响都非常稳定,而且没有表现出明显的减弱的迹象(李煜,2007; 李春玲,2010) 。综合这些研究可以发现,在中国,父母的地位与子女阶层归属之间的关系是非常紧密的,这种关系不仅在事实上存在,而且很可能已经印入到中国人的观念之中,从而影响他们对自身阶层归属的主观认知。

综合上述三点,我们认为,除了自己和配偶的社会地位之外,父母的社会地位也是影响中国人判断其阶层归属的一个重要因素,因而提出以下研究假设。

假设 3: 父母的社会地位对个人的主观阶层认同有显著影响。

虽然总体来看,父母的社会地位会影响个体的阶层认同,但这种影响的强弱可能会因个体的年龄和居住方式不同而呈现一定程度上的差异性。

首先,就年龄来看,刚刚从原生家庭独立出来不久的年轻人往往在经济上和情感上对父母存在更强的依赖。对代际交往的研究也发现,父母对成年子女的帮助在子女年轻时表现得更加明显(许琪,2017) 。所以我们认为,父母的社会地位对年轻人主观阶层认同的影响更大,由此提出以下研究假设。

假设 4: 与年龄较大的人相比,父母的社会地位对年轻人的阶层认

同影响更大。

其次,就居住方式来看,与父母同住意味着和父母在经济上和生活上形成了一个共同体,而且,同为家庭成员的感觉使个体在评估自身阶层地位时更可能将父母地位考虑进来。所以我们认为,当个体与父母同住时,其阶层认同更可能受父母地位的影响,由此提出以下研究假设。

假设 5:当个体与父母同住时,其阶层认同受父母地位的影响较大。

(三)阶层认同偏差

以上对阶层认同的分析也为当前中国普遍存在的主客观阶层认同偏差提供了一个全新的研究视角。按照学界公认的对阶层地位认同偏差的定义,这种偏差指的是个体所处的客观阶层地位与其主观社会地位不一致的程度(范晓光、陈云松,2015)。换句话说,阶层认同偏差是否存在及其大小都是以个体的客观社会地位为参照的。然而,从"混合型"主观阶层认同这一概念出发,个体自身的社会经济地位并不是其评价阶层归属的惟一参照标准,配偶和父母的社会地位也会影响其阶层认同。所以,如果本人、配偶和父母的社会地位不一致,这种偏差就在所难免。

首先,很多关于婚姻匹配的研究发现,中国人的婚姻虽然以同质性匹配为主,但丈夫和妻子的地位不一致的现象并不罕见(李煜,2011;齐亚强、牛建林,2012)。以婚姻的教育匹配为例,虽然很多研究发现近些年来我国已婚夫妇教育同质性匹配的程度随时间的推移有逐渐升高的趋势,但综合多个调查数据来看,2000 年以后我国已婚夫妇中妻子的受教育程度与丈夫不一致的比例依然保持在 40% 以上,而且在异质性匹配的婚姻中,丈夫的受教育程度高于妻子的情况占绝大多数(李煜,2008; Xu et al.,2014)。如果如前文所述,配偶的社会地位也会影响个体的主观阶层认同,那么在异质婚中,配偶的地位越高个体就越可能高估其阶层地位,而配偶的地位越低个体就越可能低估其阶层地位。除此之外,如果女性的阶层认同更可能受配偶地位的影响,那么我们预计,配偶地位对阶层认同偏差的影响很有可能也主要针对女性而非男性。综合上述分析,本文提出以下研究假设。

假设 6:配偶相对本人的社会地位越高,个体的阶层认同越可能向

上偏移,而配偶相对本人的社会地位越低,个体的阶层认同越可能向下偏移; 配偶相对地位对阶层认同偏差的影响主要针对女性而非男性。

其次,对当代中国代际流动的研究发现,近 60 年来,我国总体社会流动率呈明显的上升趋势,而且随着改革开放的不断深入和经济结构的快速转型,我国总体流动率的上升速度也在加快(李路路、朱斌,2015) 。这一结论意味着,很多中国人的社会地位在改革开放以后发生了比较明显的变化,与其父辈相比,很多人的社会地位得到了明显的提升。如果如前文所述,父母的社会地位也会影响当代中国民众的主观阶层认同,那么这种由子代的社会流动导致的父母与子女社会地位的不一致的现象很可能也是造成子代阶层认同出现偏差的一个重要来源,而且从前文的分析结果看,这种偏差在那些受父母社会地位影响较大的群体(如年轻人和与父母同住的人) 身上可能表现得更加明显,由此本文提出以下研究假设。

假设 7: 父母相对本人的社会地位越高,个体的阶层认同越可能向上偏移,而父母相对本人的社会地位越低,个体的阶层认同越可能向下偏移; 且父母相对地位对年轻人和与父母同住的人的阶层认同偏差影响更大。

(四) 社会变迁

上文论述的“混合型”主观阶层认同在一定程度上建立在中国的大家庭传统之上。然而根据家庭现代化理论,在社会的现代化进程中,多代同住的大家庭传统将逐渐式微,最终被以核心家庭为主体的现代家庭模式所取代; 除此之外,夫妻关系也会从妻子对丈夫的单向依附向更加平等的方向转变(唐灿,2010; Goode,1963) 。

近些年来,对中国家庭变迁的实证研究发现,家庭现代化理论所预言的传统家庭向现代家庭的转变已经在中国社会有所体现。历次人口普查数据显示,我国的平均家庭规模已经从 1982 年的 4. 36 人下降到 2010 年的 3. 10 人; 就家庭结构来看,65 岁及以上老人与子女同住的比例也已从 1982 年的近 70% 下降到 2010 年的不足 50% (曾毅、王正联; 2004; 王跃生,2014; Xu et al.,2014) ,家庭的小型化和核心化趋势已经日益凸显。

此外,一些基于局部地区的田野观察还发现,在社会的现代化进程中,中国民众的观念和行为也呈现“个体化”的趋势。阎云翔(2012) 通

过对一个东北农村长达数十年的观察指出，在以“去集体化”为特征的市场化改革中，“个体”的观念已经在中国人的心中迅速崛起。这不仅意味着个体在经济活动中具有更强的自主性和能动性，而且意味着个体已经从以前家庭施加在他们身上的众多约束中解放出来，中国社会正经历着史无前例的个体化。

如果家庭现代化的理论预言和阎云翔(2012)所说的个体化趋势确实能够刻画中国社会近些年来正在发生的深刻变化，那么我们预计，中国民众的主观阶层认同也将变得日益现代化和个体化。换句话说，中国民众的主观阶层认同将日益由他们自身的阶层地位所决定，而父母和配偶的影响将逐渐减弱，据此本文提出以下研究假设。

假设8：随着时间的推移，个体的阶层地位对主观阶层认同的影响逐渐增强，而父母和配偶地位的影响逐渐减弱。

但是，我们也必须注意到家庭现代化理论在实际研究中遭到的质疑和批评。该理论的反对者认为，一方面，该理论将家庭分为“传统家庭”和“现代家庭”的做法过于简单，实际上在二者之间存在广阔的中间地带(石金群，2016)；另一方面，该理论认为所有社会的家庭模式都会由传统向现代转变的单线进化假设也不符合实际，大量的研究发现，不同社会的家庭变迁路径会因为社会的文化传统、社会结构和社会制度的不同而呈现明显的差异(唐灿，2010; Thornton & Fricke，1987)。

对中国的研究发现，中国家庭虽然在现代化过程中表现出小型化和核心化的趋势，但多代家庭依然是一种重要的家庭类型(王跃生，2014)，而且即使越来越多的子女选择婚后与父母分开居住，但这并未彻底切断他们与父母的联系。实际上，因为现代社会生活成本高昂、女性普遍就业，年轻子女反而在经济、住房和小孩照顾等方面对父母产生了更加强烈的依赖(许琪，2013)。对代际流动的研究也发现，父母地位对子女教育、收入和职业地位的影响也没有随着社会的现代化进程而呈现减弱的迹象(李煜，2007)。

此外，从性别关系的角度看，现代化理论所预言的性别平等的美丽图景在中国也没有完全实现。虽然女性的教育地位已经逐渐赶上甚至超过男性(叶华、吴晓刚，2011)，但这并未消除男女在收入和职业地位等方面的巨大差距(贺光烨、吴晓刚，2015)。在家庭内部，女性依然承担着比男性更多的家务劳动。“男主外，女主内”的传统性别分工也没有发生实质性的变化(於嘉，2014; 佟新、刘爱玉，2015)。而且就性别

观念来看,2000 年以后,无论男性还是女性,城市还是农村,也无论是年轻人还是中老年人,性别观念都出现了明显的向传统回归的趋势(许琪,2016; 杨菊华等,2014)。

综合这些发现,我们认为,现代化和个体化理论所认为的个人从家庭逐渐脱离的现象在中国并不一定成立,因此,父母和配偶的地位对个体阶层认同的影响也不一定会随着时间的推移而逐渐减弱。据此我们提出了一个与假设 8 完全相反的假设。

假设 9: 随着时间的推移,个体的阶层地位对主观阶层认同的影响有所减弱,而父母和配偶地位的影响有所增强。

假设 8 和假设 9 究竟哪个正确,我们将交由数据来检验。

三、数据和变量

本文使用的是 2010 和 2013 两年的中国综合社会调查数据(以下简称 CGSS2010 和 CGSS2013)。中国综合社会调查是由中国人民大学中国调查与数据中心负责设计实施的一项大型综合性社会调查,调查以区/县为初级抽样单位,村/居委会为次级抽样单位,并通过地图地址法绘制入样村居的末端抽样框,最终在抽中的地址内随机选择一名年龄在 18 - 70 周岁的成年人作为受访对象。调查内容包括受访者的基本信息、婚姻和家庭、工作和收入、态度和行为等多个方面。

CGSS 在 2010 和 2013 年的调查分别访问了 11783 和 11438 名中国公民,但由于数据缺失,分析时实际使用的样本量分别为 10004 和 9923 人,二者合计 19927 人。数据缺失主要见于对受访者及其配偶和父母社会地位的测量。为了评估缺失值的影响,本文使用多重插补法(multiple imputation)对缺失值进行了填补,发现是否填补对分析结果的影响并不大,考虑到篇幅限制,下文仅报告基于例删法(casewise deletion)得到的分析结果。

本文最关心的因变量是受访者对自身阶层地位的主观评价。CGSS 在 2013 和 2010 两年的调查中都采用了十级阶梯式量表测量受访者的阶层认同,1 分表示最底层,10 分表示最顶层,受访者回答的分数越高表示他对自己阶层地位的评价也越高。

在自变量方面,本文的核心自变量是受访者本人及其父母和配偶

的社会地位。考虑到社会地位是一个包含多个维度的复杂概念,我们在测量时也考虑了它的多个方面。

具体来说,对受访者本人和配偶的客观社会地位,我们从收入、教育年限和党员身份三个维度来测量。教育和收入是已有研究中测量社会地位时常用的两个指标。除此之外,另一个常用指标是职业的社会经济指数(ISEI)。不过,考虑到 CGSS2010 和 CGSS2013 中受访者本人及其配偶的职业地位存在大量缺失值,如果采用该指标对样本量的损失太大,所以我们换用了另一个指标,即党员身份。党员身份是一个比较有中国特色的社会地位测量。在中国,党员身份不仅是进入某些职业(如公务员)和职位晋升的重要参考条件,且党员的招募过程本身也会综合考虑申请者社会地位的高低(Walder et al.,2000),所以党员身份也能在一定程度上反映受访者及其配偶的社会地位。

对父母的社会地位来说,我们也使用了三个指标,分别是受访者 14 岁时父母的最高教育年限、受访者 14 岁时父母的最高职业 ISEI 得分和受访者对其 14 岁时家庭社会地位的主观评价。父母的教育和职业地位是现有研究中测量父母地位时最常用的两个指标。受访者 14 岁时的家庭地位在很大程度上是由其父母地位决定的,所以,我们也将其纳入到对父母地位的测量之中。

最后需要说明的是,考虑到各个社会地位测量指标之间具有较强的相关性,同时将它们纳入模型很难得到有价值的分析结果,所以我们在模型分析之前首先使用因子分析(factor analysis)将各指标浓缩为一个综合社会地位指数。因子分析的结果如表 1 所示。本人社会地位、父母社会地位和配偶社会地位这三个因子得分的均值都为 0,标准差分别为 0.6、0.8 和 0.7。本人社会地位的最大值为 1.91,最小值为 -1.32;父母社会地位的最大值为 3.11,最小值为 -1.05;配偶社会地位的最大值为 2.00,最小值为 -1.48。

根据因子分析得到的受访者本人的客观社会地位指数以及受访者对其自身社会阶层的主观评价,我们就能得到关于受访者主观阶层认同偏差的测量。具体来说,我们首先将受访者的客观社会经济地位指数十等分,这样就得到了一个包含 10 个类别的客观社会地位的定序测量。然后,我们用受访者的主观阶层认同减去这个定序测量就得到了该受访者主客观阶层地位之间的偏差。这个偏差若为 0,表示主客观阶层地位一致;若为负,表示主观阶层认同向下偏移;若为正,表示主观

阶层认同向上偏移。

除了上述核心变量之外,模型分析时还控制了受访者的性别、年龄、婚姻状况、居住地和与父母同住的情况。另外,考虑到地位过程理论和参照群体理论是现有研究解释中国人的主观阶层认同及其偏差的两个重要理论,我们在分析时还控制了受访者比较自己 10 年前社会地位的阶层流动感知和相对于同龄人的社会地位这两个变量。而且,考虑到住房和汽车对个人社会地位的重要影响,我们还控制了受访者住房和汽车的拥有情况。

表 1 因子分析结果

本人社会地位		父母社会地位		配偶社会地位	
指标	因子负载	指标	因子负载	指标	因子负载
教育年限	.392	14 岁时家庭地位评分	.454	教育年限	.447
收入对数	.474	14 岁时父母最高教育年限	.652	收入对数	.543
党员身份	.401	14 岁时父母最高职业 ISEI	.628	党员身份	.408
alpha = .317		alpha = .412		alpha = .414[a]	

注: Alpha 系数都没有超过 0.5,这可能有两个原因: 第一,所有因子分析都只包含三个观测指标,而 alpha 系数在观测指标较少时倾向于偏低; 第二,个体的社会地位在不同指标维度上可能存在不一致的现象,如教育程度高的人收入不一定高。但无论如何,由于各指标之间的相关性很强,如果全部放入模型会因为多重共线性问题而导致部分指标的统计检验结果不显著,涉及交互项的检验时尤其如此,所以通过因子分析提炼出公因子是惟一可行的办法。

表 2 是对上述所有变量的描述性统计。首先,就因变量来看,在 10 分制的阶层认同测量中,2013 年中国民众的平均分为 4.3 分,与 2010 年相比,提高了 0.3 分。就阶层认同偏差来看,2010 年和 2013 年的均值均为负数,这说明总体来看中国人倾向于低估自己的阶层地位。如果对该偏差取绝对值,其均值在两次调查中都为 2.7,换言之,主观阶层地位与客观阶层地位之间平均相差近 3 个阶层,所以总体来说,这种偏差是普遍存在的。

其次,在自变量方面,除了 2013 年本人和配偶的收入比 2010 年有较大增长外,其他有关本人、配偶和父母社会地位的测量指标在两轮调查中都相差不大。在控制变量方面,样本中男女比例大致相等; 平均年龄约为 48 岁; 在婚者约占 80%,未婚者和离婚丧偶者各占约 10%; 城市样本占 60%,农村占 40%; 与父母同住的比例约为 13%。与同龄人

相比，61.3% 的受访者认为地位相当，而认为自己地位较低的比例（34.1%）大大高于认为地位较高的比例（4.5%）。与自己 10 年前相比，接近 1/3 的受访者认为自己的社会地位没有变化，55% 左右的受访者认为自己的地位有所提升，只有 13% 左右的受访者认为自己的地位出现了下降。与 2010 年相比，2013 年认为自己地位比 10 年前提高的比例有明显上升。最后，从住房和汽车的拥有情况看，2013 年也比 2010 年有明显增加。所以总体来看，2010 年和 2013 年样本在各项基本指标上保持稳定，但 2013 年的收入、住房和汽车的拥有情况均高于 2010 年，这或许是导致 2013 年有更多受访者感到自己地位提升的一个重要因素。

最后需要说明的是，由于 2010 年数据没有询问受访者相对于同龄人的社会地位，而且 2010 年数据与 2013 年数据相比时效性也略差，所以在下文模型分析时，我们主要以 2013 年的数据为主，仅在涉及社会变迁的比较研究时才同时纳入两年的样本。

表 2 对各变量的描述性统计

变量	类别/指标	2010 年	2013 年	合计
因变量				
主观社会地位评分（分）	均值	4.0	4.3	4.2
	标准差	1.7	1.7	1.7
阶层认同偏差（分）	均值	-1.4	-1.3	-1.3
	标准差	3.0	3.0	3.0
阶层认同偏差绝对值（分）	均值	2.7	2.7	2.7
	标准差	2.0	1.8	1.9
自变量				
本人社会经济地位				
教育年限（年）	均值	8.6	8.7	8.7
	标准差	4.5	4.6	4.6
收入（元）	均值	18039.0	22621.6	20321.0
	标准差	80211.4	36337.9	62390.7
党员（%）	否	87.4	89.9	88.6
	是	12.6	10.1	11.4
本人社会地位得分（分）	均值	0	0	0
	标准差	.6	.6	.6

续表 2

变量	类别/指标	2010 年	2013 年	合计
父母社会经济地位				
14 岁时家庭地位评分(分)	均值	2.9	3.1	3.0
	标准差	1.9	1.8	1.8
14 岁时父母最高教育年限(年)	均值	4.9	5.0	5.0
	标准差	4.6	4.6	4.6
14 岁时父母最高职业 ISEI(分)	均值	32.1	31.3	31.7
	标准差	14.9	14.6	14.7
父母社会地位得分(分)	均值	0	0	0
	标准差	.8	.8	.8
配偶社会经济地位				
教育年限(年)	均值	8.5	8.5	8.5
	标准差	4.3	4.4	4.3
收入(元)	均值	16621.6	22089.8	19400.9
	标准差	34391.5	31063.6	32855.2
党员(%)	否	89.8	91.9	90.8
	是	10.2	8.1	9.2
配偶社会地位得分(分)	均值	0	0	0
	标准差	.7	.7	.7
控制变量				
性别(%)	女	51.4	49.5	50.4
	男	48.6	50.6	49.6
年龄(岁)	均值	47.4	48.8	48.1
	标准差	15.2	16.2	15.7
婚姻状况(%)	未婚	8.3	10.0	9.1
	在婚	81.8	79.6	80.7
	离婚或丧偶	9.9	10.4	10.2
居住地(%)	农村	40.4	40.4	40.4
	城市	59.6	59.6	59.6
是否与父母同住(%)	否	87.4	86.1	86.8
	是	12.6	13.9	13.2
与同龄人相比社会地位(%)	较高	—	4.5	4.5
	差不多	—	61.3	61.3
	较低	—	34.1	34.1

续表 2

变量	类别/指标	2010 年	2013 年	合计
本人社会流动感知(%)	向下流动	14.7	11.7	13.2
	不流动	32.8	29.8	31.3
	向上流动	52.5	58.5	55.5
住房数量(%)	无住房	7.3	6.0	6.7
	有一套住房	78.4	80.7	79.5
	有多套住房	14.3	13.4	13.8
是否有汽车(%)	否	89.5	83.8	86.6
	是	10.5	16.3	13.4
样本量(人)		10004	9923	19927

注:配偶的教育年限、收入、党员身份和综合社会地位得分仅对有配偶的样本进行统计。

四、分析结果

(一)父母地位的影响

表 3 中的四个模型着重分析了本人和父母的客观社会地位对受访者主观阶层认同的影响。其中,模型 1 是一个基准模型,这个模型包含了本人的客观社会地位和其他所有控制变量。从分析结果看,本人的客观社会地位越高,其主观阶层认同也越高,这验证了经典的"地位决定论"。但是,除了本人的客观社会地位之外,还有很多因素也对个体的阶层认同有显著影响。具体来说,男性的主观阶层认同低于女性,城市人的主观阶层认同高于农村,在婚者的主观阶层认同高于未婚者。就家庭财产来看,拥有多套住房会显著提高个体的主观阶层地位,有汽车也对阶层认同有显著的正向影响,这充分说明住房和汽车在当今中国社会区分社会阶层时具有重要作用。最后,以往学者特别强调的参照群体理论和地位过程理论也得到了模型 1 的支持。分析结果显示,与同龄人相比,个体感觉到的社会地位越低,其主观阶层认同也越低;而与自己过去相比,有明显向上社会流动感知的个体倾向于提高自我的阶层认同。这些发现再次验证了以往学者的研究结论,也为本文后续的分析奠定了基础。

模型 2 在模型 1 的基础上纳入了父母社会地位,从分析结果看,在控制其他变量以后,父母的社会地位对个体的主观阶层认同有非常显

著的正向影响,这说明除了自身的社会地位之外,父母的社会地位也是个体评估其阶层地位的重要参考因素。而且,从标准化的回归系数看,父母社会地位的标准化回归系数是 0. 223,而本人社会地位的标准化回归系数是 0. 074,所以相对而言,父母社会地位对个体阶层认同的相对影响更强。综上所述,本文的假设 3 得到了数据的支持。

此外,为了进一步验证父母的社会地位对不同群体的不同影响,我们又在模型 2 的基础上纳入了父母的社会地位和受访者年龄以及与父母居住安排的交互项。从模型 3 和模型 4 可以发现,父母社会地位与 35 岁以上年龄组的交互项显著为负,而和与父母同住的交互项显著为正,这说明父母地位对那些与父母同住的年轻人的主观阶层认同有更大的影响。如前所述,这或许是因为年纪较轻和与父母同住的人在经济上和情感上对父母的依赖更强,使得他们在评估自身的阶层归属时也会更多地考虑父母的因素。综合模型 3 和模型 4,本文的假设 4 和假设 5 也都得到了数据的支持。

表 3 父母社会地位对子女主观阶层认同的影响 N = 9923

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
男性	-. 217*** (. 031)	-. 162*** (. 031)	-. 163*** (. 031)	-. 149*** (. 031)
年龄	. 001 (. 001)	. 008*** (. 001)	. 009*** (. 001)	. 007*** (. 001)
居住在城市	. 202*** (. 033)	. 073* (. 033)	. 072* (. 033)	. 066* (. 033)
婚姻状况(未婚 = 0)				
在婚	. 127* (. 054)	. 250*** (. 054)	. 311*** (. 057)	. 254*** (. 057)
离婚或丧偶	. 047 (. 076)	. 135 (. 075)	. 187* (. 076)	. 149 (. 076)
住房数量(无住房 = 0)				
有 1 套住房	. 107 (. 063)	. 074 (. 062)	. 075 (. 062)	. 079 (. 062)
有多套住房	. 309*** (. 074)	. 230** (. 073)	. 228** (. 073)	. 233** (. 073)
有汽车	. 427*** (. 043)	. 344*** (. 042)	. 335*** (. 042)	. 340*** (. 042)

续表 3

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
相比同龄人社会地位(较高 =0)				
差不多	-.803*** (.073)	-.787*** (.071)	-.784*** (.071)	-.786*** (.071)
较低	-1.722*** (.076)	-1.655*** (.074)	-1.649*** (.074)	-1.654*** (.074)
社会流动感知(向下流动 =0)				
不流动	.224*** (.051)	.279*** (.050)	.280*** (.050)	.278*** (.050)
向上流动	1.059*** (.047)	1.179*** (.047)	1.179*** (.047)	1.179*** (.047)
本人社会地位	.373*** (.030)	.206*** (.030)	.213*** (.030)	.211*** (.030)
父母社会地位		.502*** (.024)	.766*** (.092)	.481*** (.025)
35 岁以上			-.037 (.054)	
父母社会地位 ×35 岁以上			-.150** (.050)	
与父母同住				-.132* (.052)
父母社会地位 × 与父母同住				.161** (.058)
截距	4.339*** (.121)	3.890*** (.121)	3.839*** (.128)	3.928*** (.124)
R^2	.243	.275	.276	.276

注: $^{+}p<0.10$, $^{*}p<0.05$, $^{**}p<0.01$, $^{***}p<0.001$。

对表 3 的分析充分说明,除了本人的社会地位之外,父母的社会地位也是影响个体阶层认同的重要因素,既然如此,那么父母的社会地位是否也是导致个体阶层认同偏差的一个重要来源呢? 为了回答这个问题,我们将因变量替换为阶层认同偏差,重复了表 3 的分析。

在表 4 中,模型 5 依然是一个基准模型,从该模型可以发现,男性、年龄较小和居住在城市的个体更可能低估自身的阶层地位,拥有住房(特别是有多套住房)和有汽车的个体更可能高估其阶层地位。除此

之外,个体相对于同龄人的社会阶层地位越低,其主观阶层认同越可能下偏; 而有向上流动感知的个体,其主观阶层认同更可能上偏,这再次验证了参照群体理论和地位过程理论对阶层认同偏差的影响。最后,在控制上述因素以后,个体的客观社会地位越高,其阶层认同越可能向下偏移,这一方面源于阶层地位认同偏差的“天花板效应”,即社会顶层的民众不可能上偏,而只能下偏; 而社会底层的民众不可能下偏,而只能上偏(范晓光、陈云松,2015) 。另一方面,这也在一定程度上反映出中国民众存在“中层认同”或阶层认同偏低的倾向(范晓光、陈云松,2015) 。

模型 6 在模型 5 的基础上纳入了父母社会地位,结果显示,在控制其他因素以后,父母的社会地位对个体的阶层认同偏差有显著的正向影响。这说明,当父母的社会地位较高时,个体倾向于高估其阶层地位,而父母社会地位较低时,个体也倾向于低估其阶层地位,所以父母的社会地位确实是影响个体阶层认同偏差的重要因素。

此外,从模型 7 和模型 8 可以发现,父母社会地位对个体阶层认同偏差的影响会因个体的年龄和与父母居住安排的不同而表现出明显的差异性。具体来说,对年龄较大和不与父母同住的个体,父母社会地位的影响较弱; 而对年龄较小和与父母同住的个体,父母社会地位的影响则较强。这些发现再次验证了表 3 的研究结论。综合模型 6 至模型 8,本文的假设 7 得到了数据分析结果的支持。

表 4 父母社会地位对子女阶层认同偏差的影响 N = 9923

	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
男性	-. 370*** (. 036)	-. 325*** (. 035)	-. 326*** (. 035)	-. 306*** (. 036)
年龄	. 010*** (. 001)	. 015*** (. 001)	. 014*** (. 002)	. 014*** (. 001)
居住在城市	-. 180*** (. 038)	-. 285*** (. 038)	-. 286*** (. 038)	-. 297*** (. 038)
婚姻状况(未婚 = 0)				
在婚	. 090 (. 063)	. 190** (. 062)	. 250*** (. 066)	. 210** (. 067)
离婚或丧偶	-. 024 (. 087)	. 048 (. 087)	. 108 (. 088)	. 083 (. 089)

续表 4

	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
住房数量(无住房 =0)				
有一套住房	.163* (.073)	.135 (.072)	.127 (.072)	.140 (.072)
有多套住房	.367*** (.085)	.303*** (.084)	.289*** (.084)	.303*** (.084)
有汽车	.423*** (.049)	.355*** (.049)	.343*** (.049)	.347*** (.049)
相比同龄人社会地位(较高 =0)				
差不多	-.777*** (.083)	-.763*** (.082)	-.765*** (.082)	-.762*** (.082)
较低	-1.593*** (.087)	-1.539*** (.086)	-1.539*** (.086)	-1.535*** (.086)
社会流动感知(向下流动 =0)				
不流动	.236*** (.058)	.281*** (.058)	.280*** (.058)	.280*** (.058)
向上流动	1.073*** (.055)	1.172*** (.054)	1.171*** (.054)	1.171*** (.054)
本人社会地位	-3.968*** (.034)	-4.104*** (.035)	-4.097*** (.035)	-4.094*** (.035)
父母社会地位		.410*** (.028)	.848*** (.107)	.371*** (.030)
35 岁以上			.086 (.062)	
父母社会地位 ×35 岁以上			-.248*** (.058)	
与父母同住				-.202*** (.060)
父母社会地位 × 与父母同住				.288*** (.067)
截距	-1.323*** (.139)	-1.689*** (.140)	-1.857*** (.149)	-1.642*** (.144)
R^2	.687	.694	.694	.695

注: + p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001。

(二)配偶地位的影响

上文着重分析的是父母社会地位对个体主观阶层认同及其偏差的影响,接下来,我们将在此基础上进一步分析配偶社会地位的影响。为了满足研究需要,我们将分析的样本限定为在婚者,因而表 5 中的样本量与之前相比有所下降。

首先,对主观阶层认同的研究发现,在纳入所有控制变量的基础上,受访者本人、父母及其配偶的社会地位都对阶层认同有显著的正向影响,所以假设 1 得到了数据的支持。从标准化的回归系数看,本人社会地位的标准化回归系数为 0.046,父母社会地位的标准化回归系数为 0.191,而配偶社会地位的标准化回归系数为 0.075。所以,父母和配偶的社会地位对个体阶层认同的相对影响反而更大。虽然模型中本人、父母和配偶社会地位的测量模型有所不同,这在一定程度上降低了标准化回归系数的可比性,但以上分析结果至少说明,本人、配偶和父母的社会地位都会在不同程度上影响个体的主观阶层认知,所以本文提出的“混合型”阶层认同的概念得到了数据的支持。

模型 10 在模型 9 的基础上纳入了本人社会地位和配偶社会地位与性别的交互项。在加入这两个交互项以后,本人社会地位的回归系数与模型 9 相比出现了非常明显的下降,且变得不再显著,而配偶社会地位的回归系数却有明显上升。由于在加入交互项以后,这两个回归系数实际反映的是本人和配偶的社会地位对女性阶层认同的影响,所以这一结果表明,对在婚女性而言,本人社会地位对阶层认同的影响并不大,真正发挥影响的是其配偶的社会地位。此外,交互项也显示,本人的社会地位对男性的阶层认同有更大的影响,而配偶的社会地位对女性的阶层认同有更大的影响。所以综合上述结果,戈德索普提出的女性在社会地位上对男性的依赖在中国依然成立,本文的第 2 个研究假设得到了数据的支持。

其次,对阶层认同偏差的研究结果与之前大体相同。从模型 11 可以发现,在控制所有变量以后,配偶社会地位越高,个体越倾向于高估其阶层地位; 而配偶社会地位越低,个体越倾向于低估其阶层地位,这验证了配偶地位对阶层认同偏差的显著影响。此外,从模型 12 可以发现,本人社会地位对男性的阶层认同偏差有更大的影响,而配偶社会地位对女性的阶层认同偏差有更大的影响。所以综合上述结果,假设 6 也得到了数据的支持。

表 5 配偶社会地位对本人主观阶层认同和阶层认同偏差的影响 N = 7645

	主观阶层认同		阶层认同偏差	
	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
男性	-.027 (.039)	-.027 (.039)	-.252*** (.045)	-.265*** (.045)
年龄	.009*** (.001)	.009*** (.001)	.017*** (.001)	.017*** (.001)
居住在城市	.025 (.038)	.024 (.038)	-.356*** (.044)	-.359*** (.044)
住房数量(无住房 = 0)				
有一套住房	.098 (.077)	.104 (.077)	.142 (.088)	.143 (.088)
有多套住房	.270** (.088)	.268** (.087)	.310** (.101)	.300** (.101)
有汽车	.348*** (.047)	.345*** (.047)	.344*** (.054)	.338*** (.054)
相比同龄人社会地位(较高 = 0)				
差不多	-.830*** (.081)	-.816*** (.081)	-.842*** (.093)	-.805*** (.093)
较低	-1.669*** (.085)	-1.646*** (.085)	-1.578*** (.098)	-1.530*** (.098)
社会流动感知(向下流动 = 0)				
不流动	.268*** (.058)	.268*** (.058)	.291*** (.067)	.293*** (.067)
向上流动	1.154*** (.055)	1.153*** (.055)	1.171*** (.063)	1.170*** (.063)
本人社会地位	.131*** (.037)	.007 (.051)	-4.133*** (.042)	-4.415*** (.058)
父母社会地位	.439*** (.027)	.443*** (.027)	.330*** (.032)	.343*** (.032)
配偶社会地位	.192*** (.034)	.340*** (.049)	.167*** (.039)	.310*** (.056)
本人社会地位 × 男性		.236*** (.069)		.556*** (.079)
配偶社会地位 × 男性		-.268*** (.063)		-.273*** (.072)
截距	4.066*** (.139)	4.017*** (.139)	-1.535*** (.160)	-1.617*** (.160)
R^2	.266	.268	.690	.692

注: $^{+}p<0.10$, $^{*}p<0.05$, $^{**}p<0.01$, $^{***}p<0.001$。

(三) 社会变迁

上文论证了本人、配偶和父母的社会地位对个体阶层认同及其偏差的影响,那么这三者的影响是否会随时间的推移而发生变化? 为了回答这一问题,我们结合 2010 年 CGSS 数据比较了这三个变量的影响在不同调查年份的差异性。

从表 6 中可以发现,在控制其他变量以后,无论是 2010 年调查还是 2013 年调查,本人和父母的社会地位都对阶层认同有显著的正向影响。但从回归系数的大小看,本人社会地位的影响在 2010 年较大,而父母社会地位的影响在 2013 年较大。对交互项的统计检验显示,本人社会地位的影响在这两轮调查之间并无显著差异,但父母社会地位的影响却随时间的推移有显著提高。这充分说明,从 2010 年到 2013 年,父母社会地位对个体阶层认同的影响不但没有减弱,反而在增强,所以现代化理论和个体化理论没有得到数据的支持。

表 6 本人和父母的社会地位的影响随时间的变化

	2010 年	2013 年	交互项检验
男性	-.195***	-.201***	-.198***
	(.033)	(.032)	(.023)
年龄	.015***	.011***	.013***
	(.001)	(.001)	(.001)
居住在城市	.049	.049	.048
	(.036)	(.034)	(.025)
婚姻状况(未婚=0)			
在婚	.101	.223***	.166***
	(.061)	(.056)	(.041)
离婚或丧偶	-.087	.067	-.004
	(.083)	(.078)	(.057)
住房数量(无住房=0)			
有一套住房	.227***	.192**	.210***
	(.060)	(.065)	(.044)
有多套住房	.569***	.468***	.522***
	(.071)	(.076)	(.052)
有汽车	.557***	.509***	.530***
	(.053)	(.043)	(.034)
社会流动感知(向下流动=0)			
不流动	.263***	.358***	.309***
	(.048)	(.052)	(.035)
向上流动	1.368***	1.297***	1.332***
	(.046)	(.049)	(.034)

续表 6

	2010 年	2013 年	交互项检验
本人社会地位	.388*** (.030)	.333*** (.031)	.389*** (.028)
父母社会地位	.495*** (.025)	.559*** (.025)	.485*** (.023)
2013 年样本			.163*** (.022)
本人社会地位×2013 年			−.055 (.039)
父母社会地位×2013 年			.084** (.031)
截距	2.222*** (.099)	2.522*** (.100)	2.288*** (.071)
R^2	.213	.205	.214
样本量	10004	9923	19927

注：$^{+}p<0.10$，$^{*}p<0.05$，$^{**}p<0.01$，$^{***}p<0.001$。

最后，对在婚者的研究发现，无论是男性还是女性，从 2010 年到 2013 年，配偶社会地位对个体主观阶层认同的影响都在增强，而且对男性来说，本人社会地位的影响还略微呈现下降的趋势。如果借用戴维斯和罗宾逊(Davis & Robinson，1988)的概念，我们可以认为，随着时间的推移，我国已婚男性的阶层认同出现了从“独立型”向“共享型”的转变，而已婚女性的阶层认同则变得越发依附于男性。

综合上述分析可以发现，本人、父母和配偶地位对我国民众主观阶层认同的影响并没有遵循现代化和个体化理论所设想的路径发生相应的变迁，反而走上了一条向传统回归的道路。所以，本文的数据分析结果支持了假设 9，而否定了假设 8。由此可见，对我国民众阶层认同变迁趋势的分析并不能简单套用经典的现代化和个体化理论，而要立足于中国的具体国情。在接下来的结论部分，笔者还将就这一问题进行更加深入的讨论。

表 7 本人和配偶的社会地位的影响随时间的变化

	在婚女性			在婚男性		
	2010 年	2013 年	统计检验	2010 年	2013 年	统计检验
年龄	.011*** (.002)	.009*** (.002)	.010*** (.001)	.018*** (.002)	.015*** (.002)	.016*** (.001)
居住在城市	−.037 (.058)	−.080 (.055)	−.061 (.040)	−.015 (.061)	.002 (.056)	−.008 (.041)

续表 7

	在婚女性			在婚男性		
	2010 年	2013 年	统计检验	2010 年	2013 年	统计检验
住房数量（无住房 = 0）						
有一套住房	.228* (.102)	.351** (.120)	.278*** (.077)	.412*** (.109)	.108 (.108)	.255*** (.076)
有多套住房	.577*** (.119)	.602*** (.134)	.579*** (.088)	.745*** (.125)	.404** (.124)	.569*** (.088)
有汽车	.406*** (.090)	.416*** (.069)	.411*** (.055)	.536*** (.085)	.579*** (.069)	.565*** (.053)
社会流动感知（向下流动 = 0）						
不流动	.231** (.082)	.406*** (.087)	.312*** (.060)	.302*** (.080)	.270** (.084)	.288*** (.058)
向上流动	1.352*** (.078)	1.271*** (.082)	1.308*** (.056)	1.335*** (.078)	1.241*** (.079)	1.286*** (.055)
父母社会地位	.479*** (.041)	.443*** (.041)	.463*** (.029)	.470*** (.041)	.516*** (.040)	.493*** (.029)
本人社会地位	.091 (.054)	.085 (.054)	.095 (.051)	.532*** (.052)	.386*** (.054)	.525*** (.051)
配偶社会地位	.326*** (.050)	.492*** (.051)	.336*** (.048)	.014 (.049)	.099* (.048)	−.012 (.047)
2013 年样本			.141*** (.040)			.211*** (.043)
本人社会地位 × 2013 年			−.015 (.071)			−.127+ (.071)
配偶社会地位 × 2013 年			.147* (.068)			.132* (.063)
截距	2.475*** (.151)	2.604*** (.163)	2.485*** (.110)	2.389*** (.079)	2.389*** (.079)	2.080*** (.114)
R^2	.198	.198	.202	.202	.202	.218
样本量	3860	3756	7616	15047	15047	7431

注: $^{+}p<0.10$, $^{*}p<0.05$, $^{**}p<0.01$, $^{***}p<0.001$。

五、结论和讨论

本文使用中国综合社会调查 2010 和 2013 年的数据研究了中国民

众的主观阶层认同及其偏差的影响因素。与以往的研究大多仅关注受访者本人的社会地位不同,本文提出了“混合型”阶层认同的概念,结合受访者本人、配偶和父母的社会地位对主观阶层认同及其偏差的形成原因进行了更加深入和全面的研究,主要得到了以下几个研究结论。

首先,本人、配偶和父母的客观社会地位都会影响个体的主观阶层认同,且配偶和父母的社会地位也是导致个体的主客观阶层地位出现偏差的重要因素。中国民众的主观阶层认同不仅与其个人有关,而且牵涉其背后的家庭。与西方国家的阶层认同仅涉及本人和配偶组成的小家庭不同,中国人的家庭是包括父母在内的大家庭。这种大家庭传统深刻影响着中国人日常的居住安排和代际交往,影响着个体所能获得的地位和成就,影响着中国人认识自己和感知社会的方式,所以也不可避免地影响到中国人对自身阶层地位的认同。综上所述,中国人的阶层认同是以家庭为单位的,而不是以个体为单位的,所以我们对中国人阶层地位认同的研究也需要从个体视角向家庭视角转变。

其次,虽然总体而言,本人、配偶和父母的社会地位都会影响个体的主观阶层认同,但这种影响也会因个体特征的不同而呈现一定程度的差异性。具体来说,年轻人和与父母同住的人在经济上和情感上对父母存在更强的依赖,这导致他们在评估自身的阶层归属时也会更多地考虑父母的因素。此外,受传统性别观念的影响,在婚男性的阶层认同主要受其自身地位的影响,而较少受到配偶的影响;与之相对,在婚女性的阶层认同则在很大程度上由其丈夫的社会地位决定。对阶层认同偏差的分析也能得到相同的结论。这些发现充分说明,在现实情境下个体阶层认同的影响因素是非常复杂的,它不仅与个体的性别、年龄等基本特征密切相关,而且取决于个体的婚姻状况和婚后的居住安排,所以,后续的研究只有充分考虑这些复杂性才能对阶层认同及其偏差的形成原因获得更加深入的理解。

最后,研究发现,随着时间的推移,父母和配偶的社会地位对个体阶层认同的影响不仅没有减弱,反而有所增强,所以,现代化和个体化理论所预言的个体逐渐从家庭中脱离出来的现象在中国并没有出现。这一方面可能是因为中国的家庭传统或家庭观念非常浓厚,使得个体的观念不会因为一时的社会发展立刻发生根本性的变迁。另一方面,很多研究也发现,受中国特殊的文化传统、政治体制和社会结构的影响,中国的现代化进程有其自身的特点,因而在中国研究中不能简单沿

用西方认为行之有效的现代化或个体化理论。这主要表现在: 第一,中国的市场化改革虽然为个体创造了大量的社会流动的机会,但因为社会出身或家庭背景而导致的机会不平等和结果不平等依然普遍存在(李路路、朱斌,2015),个体在评价自身的阶层地位时很难抛开父母的影响而进行独立客观的判断; 第二,因市场化改革导致的市场部门的扩大使得女性在劳动力市场上处于更加不利的位置(贺光烨、吴晓刚,2015),而女性相对于男性市场地位的降低也造成了她们在心理上对男性的依赖; 第三,中国社会在向现代化迈进的过程中并没有建立起与之相适应的完备的社会保障体系,使得家庭在住房、托幼、养老等方面依然承担着不可替代的社会功能,而家庭功能的延续甚至提升在客观上加强了代际的有机团结,与此同时,也为中国大家庭的继续存在创造了新的生存空间(许琪,2013)。综合上述三个方面,笔者认为,在未来相当长的一段历史时期内,家庭依然是中国人最基本的生活单位和心灵寄托,所以本文提出的“混合型”阶层认同也将在未来继续存在。

最后需要指出的是,由于数据和笔者自身研究能力的缺陷,这项研究也不可避免地存在一些不足之处。首先,本文对受访者本人、配偶和父母社会地位的测量并不统一,这在一定程度上降低了三者之间相对影响的可比性。其次,由于数据缺失的缘故,本文在测量本人和配偶的社会地位时也没有纳入职业地位指数这一常用的测量指标。最后,同样由于数据的限制,本文仅研究了本人、配偶和父母社会地位的影响从2010 年到 2013 年的变化,而未能覆盖更长的历史时期。我们期待将来随着调查数据和研究手段的不断丰富,我们能够对本文的研究发现进行更多更充分的检验。

参考文献:

边燕杰、卢汉龙,2002,《改革与社会经济不平等: 上海市民地位观》,边燕杰主编《市场转型与社会分层: 美国社会学者分析中国》,北京: 生活·读书·新知三联书店。

董运生,2007,《地位一致性与阶层结构化》,《吉林大学社会科学学报》第 1 期。

范晓光、陈云松,2015,《中国城乡居民的阶层地位认同偏差》,《社会学研究》第 4 期。

冯仕政,2011,《中国社会转型期的阶级认同与社会稳定——基于中国综合调查的实证研究》,《黑龙江社会科学》第 3 期。

高勇,2013,《地位层级认同为何下移兼论地位层级认同基础的转变》,《社会》第 4 期。

韩钰、仇立平,2015,《中国城市居民阶层地位认同偏移研究》,《社会发展研究》第 1 期。

贺光烨、吴晓刚,2015,《市场化、经济发展与中国城市中的性别收入不平等》,《社会学研究》

第 1 期。
雷开春,2009,《白领新移民的地位认同偏移及其原因分析》,《青年研究》第 4 期。
李春玲,2003,《当前中国人的社会分层意识》,《湖南社会科学》第 5 期。
——,2010,《高等教育扩张与教育机会不平等——高校扩招的平等化效应考查》,《社会学研究》第 3 期。
李路路、朱斌,2015,《当代中国的代际流动模式及其变迁》,《中国社会科学》第 5 期。
李强,2008,《改革开放 30 年来中国社会分层结构的变迁》,《北京社会科学》第 5 期。
李煜,2007,《家庭背景在初职地位获得中的作用及变迁》,《江苏社会科学》第 5 期。
——,2008,《婚姻的教育匹配:50 年来的变迁》,《中国人口科学》第 3 期。
——,2011,《婚姻匹配的变迁:社会开放性的视角》,《社会学研究》第 4 期。
刘欣,2001,《转型期中国大陆城市居民的阶层意识》,《社会学研究》第 3 期。
——,2002,《相对剥夺地位与阶层认知》,《社会学研究》第 1 期。
齐亚强、牛建林,2012,《新中国成立以来我国婚姻匹配模式的变迁》,《社会学研究》第 1 期。
卢福营、张兆曙,2006,《客观地位分层与主观地位认同》,《中国人口科学》第 3 期。
石金群,2016,《转型期家庭代际关系流变:机制、逻辑与张力》,《社会学研究》第 6 期。
唐灿,2010,《家庭现代化理论及其发展的回顾与评述》,《社会学研究》第 3 期。
佟新、刘爱玉,2015,《城镇双职工家庭夫妻合作型家务劳动模式——基于 2010 年中国第三期妇女地位调查》,《中国社会科学》第 6 期。
王绍光,2012,《波兰尼〈大转型〉与中国的大转型》,北京:三联书店。
王跃生,2013,《中国城乡家庭结构变动分析——基于 2010 年人口普查数据》,《中国社会科学》第 12 期。
——,2014,《中国城乡老年人居住的家庭类型研究——基于第六次人口普查数据的分析》,《中国人口科学》第 1 期。
许琪,2013,《子女需求对城市家庭居住方式的影响》,《社会》第 3 期。
——,2016,《中国人性别观念的变迁趋势、来源和异质性——以"男主外、女主内"和"干得好不如嫁得好"两个指标为例》,《妇女研究论丛》第 3 期。
——,2017,《扶上马再送一程:父母的帮助及其对子女赡养行为的影响》,《社会》第 2 期。
阎云翔,2012,《中国社会的个体化》,上海:上海译文出版社。
杨菊华、李红娟、朱格,2014,《近 20 年中国人性别观念的变动趋势与特点分析》,《妇女研究论丛》第 6 期。
叶华、吴晓刚,2011,《生育率下降与中国男女教育的平等化趋势》,《社会学研究》第 5 期。
於嘉,2014,《性别观念、现代化与女性的家务劳动时间》,《社会》第 2 期。
曾毅、王正联,2004,《中国家庭与老年人居住安排的变化》,《中国人口科学》第 5 期。
张翼,2004,《中国人社会地位的获得——阶级继承和代内流动》,《社会学研究》第 4 期。
Baxter, J. 1994, "Is Husband's Class Enough? Class Location and Class Identity in the United States, Sweden, Norway, and Australia." *American Sociological Review* 59(2).
Bian, Y. 2002, "Chinese Social Stratification and Social Mobility." *Annual Review of Sociology* 28.
Bian, F., J. R. Logan & Y. Bian 1998, "Intergenerational Relations in Urban China: Proximity,

Contact, and Help to Parents.” *Demography* 35(1).

Blau, P. M. & O. D. Duncan 1967, *The American Occupational Structure*. New York: Free Press.

Chu, C. Y. C. & R. Yu 2010, *Understanding Chinese Families: A Comparative Study of Taiwan and Southeast China*. New York: Oxford University Press.

Chu, C. Y. C., Y. Xie & R. Yu 2011, “Coresidence with Elderly Parents: A Comparative Study of Southeast China and Taiwan.” *Journal of Marriage and Family* 73 (1).

Davis, N. J. & R. V. Robinson 1988, “Class Identification of Men and Women in the 1970s and 1980s.” *American Sociological Review* 53(1).

Ganzeboom, H. B. G., D. J. Treiman & W. C. Ultee 1991, “Comparative Intergenerational Stratification Research: three Generations and Beyond.” *Annual Review of Sociology* 17(17).

Goldthorpe, J. H. 1983, “Women and Class Analysis: In Defense of the Conventional View.” *Sociology* 17(4).

Goode, W. J. 1963, *World Revolution and Family Patterns*. New York: Free Press.

Hodge, R. W. & D. J. Treiman 1968, “Class Identification in the United States.” *American Journal of Sociology* 73(5).

Hout, M. 2008, “How Class Works in Popular Conception: Most Americans Identify with the Class Their Income, Occupation, and Education Implies for them.” In Annette Lareau & Dalton Conley(eds.), *Social Class: How Does It Work?* New York: Russell Sage Foundation.

Kelley, J. & M. D. R. Evans 1995, “Class and Class Conflict in Six Western Nations.” *American Sociological Review* 60(2).

Logan, J. R., F. Bian & Y. Bian 1998, “Tradition and Change in the Urban Chinese Family: The Case of Living Arrangements.” *Social Forces* 76(3).

Stanworth, M. 1984, “Women and Class Analysis: A Reply to John Goldthorpe.” *Sociology* 18(2).

Thornton, A. & T. E. Fricke 1987, “Social Change and the Family Comparative Perspectives from the West, China, and South Asia.” *Social Forum* 2(4).

Velsor, E. V. & L. Beeghley 1979, “The Process of Class Identification among Employed Married Women: A Replication and Reanalysis.” *Journal of Marriage and the Family* 41(4).

Walder, A. G., B. Li & D. J. Treiman 2000, “Politics and Life Chances in a State Socialist Regime: Dual Career Paths into Chinese Elite, 1949 to 1996.” *American Sociological Review* 65(2).

Wright, E. O. 1989, “Women in the Class Structure.” *Politics & Society* 17(1).

Wright, E. O. & K. Y. Shin 1988, “Temporality and Class Analysis: A Comparative Study of the Effects of Class Trajectory and Class Structure on Class Consciousness in Sweden and the United States.” *Sociological Theory* 6(1).

Xu, Q., J. Li & X. Yu 2014, “Continuity and Change in Chinese Marriage and the Family.” *Chinese Sociological Review* 47(1).

作者单位: 南京大学社会学院

责任编辑: 杨　可