

社会资本和社会网无用吗^①

梁玉成

提要：麦克弗森（McPherson等，2001）发表了关于社会网络的“同质性”的综述后，引发了学术界对于社会网同质性的深入思考，最终导致墨乌（Mouw）颠覆性批评的提出。墨乌（Mouw，2003）提出社会网具有同质性，社会网和社会资本的使用具有内生性，并在此基础上提出社会资本和社会网在求职的作用上可能是无效的。本研究重新审视了社会网的同质性和内生性。本文的第一部分从发生学的角度解释了墨乌等学者观察到的同质性的来源：行动者的偏好是建构大量异质性的关系而非同质性关系，但是异质性的关系维持成本高，行动者对异质性互动对象的互动请求难于得到响应，从而导致了异质性关系的生存周期短；长期的累积效果就造成了研究者观察到行动者拥有的更多的是同质性的网络关系。本文的第二部分发现在社会关系发挥正功能的情况下，网络使用过程中显现的是墨乌提及的拥有好的关系的行动者倾向于使用关系的内生性类型；而在于社会关系发挥负功能的情况下，网络使用过程中显现的是有能力的行动者倾向于不使用关系这一个殊异的内生性类型。因此墨乌提出的内生性不具有普适性。基于以上的实证和理论研究，本文认为墨乌的批评存在着重大的瑕疵。

关键词：社会网 社会资本 同质性 内生性 反事实分析 内生转换模型

一、 讨论缘起

传统的社会资本理论认为，社会资本是镶嵌在社会网络中的资源。那些拥有好的社会网络资源的个体，其社会资源的使用将提高其在劳动力市场回报（Granovette, 1974; Coleman, 1988; Lin, 1999）。在这一共识之下，对社会资本的研究，逐渐深入到网络的特征、结构等议题，取得了一系列重要成果，如强弱关系、结构洞等核心概念的提出（Granovette, 1973; Bian, 1997; Burt），其中一个重要的网络特性的概念就是同质性（Blau, 1977; Feld, 1982; McPherson & Smith-Lovin, 1987）。

在2001年的《美国社会学年鉴》上，麦克弗森（McPherson等，2001）等发表了一篇关于社会网络“同质性”特征的承前启后的综述：人们并非随机挑选交往对象，人们是根据同质性原理（homophily principle）去建构各种类型的社会网络连接关系，如婚姻、朋友，社会交往，信息传递等；因而造成个体所拥有的社会网络在包含社会人口特征、行为特征以及内在心理特质等多个方面都是同质性的（homogeneous）。这篇文章引起一批学者认真审视社会网络的同质性。这些基于社会网同质性的学术思考最终导致出颠覆性的结论。

在麦克弗森发表了同质性综述的第二年，谢宇等（2002）认真研究了个体的社会网形成过程，提出个体在寻找交往对象时会同时受到同质性偏好和其所处的社会结构的制约；因此他们批评已有的社会网络同质性研究没有考虑到结构的影响，因此使用了错误的模型，将来源于结构的制约所导致的同质性与来源于个体交往偏好的同质性混杂在一起。

^① 作者在2009年9月参加“关系社会学国际学术研讨会”、“2009年社会网年会”，以及2010年“第四届社会学与人口学研究方法研讨会”期间，报告了本文的部分或全部内容。感谢林南、边燕杰、谢宇、蔡禾、张文宏诸教授和张欣然硕士的评论和建议，尤其是刘能和吴愈晓教授的书面评论。当然，文责自负。本文受到中山大学“211”、“985”专项基金及2009年度高校基本科研业务费中山大学青年教师培育项目的资助。本文使用的中国大城市社会网与求职调查（JSNET）数据在广东地区的收集由中山大学社会科学调查中心资助。

时间又仅仅过了一年，更加颠覆性的讨论由墨乌（Mouw，2003）在2003年提出。为了使叙述更加流畅，我用墨乌在2006年为《美国社会学年鉴》做的关于社会资本的研究综述的重新归纳来叙述墨乌的批评。

根据交往的同质性假设，墨乌将人们挑选朋友的决策过程看作是行动者在时间 t 的时候，根据自己和交往对象的可观测和不可观测的诸多要素的同质性进行的效用函数评估，其数学过程如下：

$$I_{ijt} = -\beta_1 |X_i - X_j| - \beta_2 |W_i - W_j| + \varepsilon_{ijt} \dots\dots (1)$$

I_{ijt} 为挑选朋友的效用函数； X_i 和 X_j 分别代表个体和交往对象可观测的特征； W_i 和 W_j 分别代表个体和交往对象不可观测的特征； β_1 和 β_2 代表系数； ε_{ijt} 代表残差。显然，行动者和朋友之间可观测和不可观测的特性越接近，朋友的效用函数值越大。^①

墨乌指出，行动者这些可观测和不可观测的诸多特征，又影响着其劳动力市场生产能力，最终影响其劳动力市场回报。而传统的社会资本研究在研究社会资本对劳动力市场效果的时候，其研究范式往往是控制个体特征之后，观察网络关系中的连接对象的特征对收入的影响。也就是控制了 X_i 后，分析 X_j 是否对个体的劳动力市场回报有影响。 X_j 的效应是显著的，即代表个体的社会资本影响了其劳动力市场回报。

基于以上的分析，墨乌批评道：这样的研究，既可能反映了社会资本对劳动力收入的因果效应，也可能反映了归结于基于未被观察到的个体特征的同质性的虚假的影响（Mouw，2003，2006）。由此，社会网络的同质性，背后隐藏着的含义是行动者的社会资本和其人力资本在诸多可观测和不可观测的特征之间具有相关性。那么，社会资本到底测量的是行动者不可观测的人力资本还是行动者的社会资本？墨乌（2006）通过蒙地卡罗试验（
）模拟了这一社会过程，证明当存在潜在的、难以观察的因素下的网络成员的同质性影响下，传统的基于截面数据的回归类模型，是无法得到正确的社会资本对地位获得的因果关系。

当我们把将谢宇的批评和墨乌的批评放在一起，则会发现其间的差异，反应出他们对社会网和社会资本同质性产生过程的不同理解。社会交往和社会资本的同质性，到底是因为嵌入在结构化的社会中，被机会函数约束下不得已的结果，还是人们主观偏好下自由意志的结果？如果说谢宇强调的是结构约束，墨乌则强调的是个人主观偏好。谢宇等的批评，就是强调传统的对于同质性的研究没有考虑到结构性的因素的影响，然而谢宇等更多的集中在已有分析模型的梳理和新模型的提出，并没有将研究的焦点放在分析结构因素对同质性的影响有多大。如果同质性的形成，主要是缘于行动者嵌入在结构化的社会中，被机会函数约束下的结果的话，则墨乌的批评就是可疑的。回到墨乌的理论，他给出的公式 1 说明他对于同质性产生的社会过程的理解是基于这是行动者基于其主观偏好的自由意志的结果，这一认识是墨乌的批评起点，但他并没有提供任何证明。因此，墨乌批评的理论出发点并不牢固，需要认真分析。

以上是同质性引发的批评，更加复杂的是墨乌又提出了进一步的批评。墨乌指出，无论行动者寻找工作的方式是哪一种——是采用逐次搜寻模式（sequential search model）抑或是采用扩展搜寻模式（extensive search model）——都存在着：（1）拥有好的关系人，会提高行动者对收入的预期，使其追求更高的收入；（2）拥有好的关系的行动者在寻找工作的时候比拥有差的关系的行动者更倾向于使用关系。如此，当我们分析行动者是否使用关系对其找到的工作的影响

^① 根据Mouw的解释， β_1 和 β_2 的系数为负，代表个体特征越接近， $|X_i - X_j|$ 和 $|W_i - W_j|$ 就越小， I_{ijt} 越大，个体越倾向于变成朋友。

时，是否使用关系本身就不是一个随机事件，因而这个过程中存在着内生性问题：行动者并非随机的分成两组，一组使用关系，另外一组不使用关系，而是存在着自我选择过程，这种情况下一般回归的分析结果存在着严重的偏差。

为了验证以上的分析，墨乌(Mouw, 2003)使用了一个追踪数据——国家青年纵向调查(The National Longitudinal Surveys, NLS)，将同样基于该数据的固定效应模型与截面回归模型进行对比。截面回归模型中的结果不出意外，关系对劳动力市场回报有显著的正效应；然而更加严谨的固定效应模型^①中，在进一步控制了潜在的人力资本变量，以及“使用关系”的自我选择性之后，传统的社会资本理论所预期的“使用关系”对劳动力市场结果的正向因果影响并未出现。

至此，在基于理论的分析、模拟对比和实证数据的结果，墨乌在 2003 年和 2006 年从同质性和内生性两个方面总结和提出：过去基于横截面数据的社会资本研究所得到的社会资本对劳动力市场回报的正效应，可能是一个虚假因果关系。

如果说谢宇等的批评还是局部性的话，墨乌两个方面的批评几乎颠覆了社会网和社会资本研究领域最为基本的研究成果和研究范式。因此，认真的审视有关的批评成为这个领域内刻不容缓的工作。

由于批评涉及网络的同质性和网络使用的内生性两个相对独立的问题，所以本研究分为两个部分：第一个部分将从社会资本的同质性原则出发，对已有的基本研究结论进行反思，指出对墨乌所提出批评的理论基础上的瑕疵，并提出竞争性的理论解释，并使用有关实证数据验证有关假设。

研究的第二个部分，则从墨乌提出的社会资本的选择偏误出发，使用目前既能修订选择偏误，又能够确认因果关系的两种方法和模型——倾向性匹配法和内生性转换模型——来分析到底内生性是否如墨乌所言，是因为拥有好的关系的行动者倾向于使用关系，研究将揭示内生性的可能性是更加多样化的，墨乌关于内生性的批评存在着以偏概全的问题。这部分的研究仍将通过实证数据和模型来进行验证。

一、社会网络和社会资本的同质性研究

(一)同质性是否行动者的偏好？

墨乌的批评的理论基础是社会网的同质性是个体理性选择的社会后果。从个体理性的角度来看，其选择同质性交往关系，往往可能因为在直觉上感觉同质性网络比非同质性网络，可能具有更高的价值。因此，墨乌的理论基础实际上是建立在以下 2 个假设之上：

假设 1：行动者的对于网络的建构有能力进行自主选择。

假设 2：行动者的自主选择造成了其与网络成员的同质性。

针对假设 2，我提出其对应的竞争性假设：

假设 2.2：行动者的自主选择造成了其与网络成员的异质性。

1.不同交往环境下的观察

这里不能不提及谢宇(2002)的批评。在谢宇看来，同质性既是个体的偏好，也是社会结构性因素共同作用之下的结果。麦克弗森(McPherson 等, 2001)对于网络同质性的讨论中，一个核心概念就是人类生态学(human ecology)，人们最终形成的网络关系是嵌入在其生活的组织、社区等结构性生态环境之中的。在谢宇看来，个体所嵌入的宏观社会结构是会影响个体的网络同质性。

那么，如果行动者同时处于两个不同的结构性生态环境之中，一个环境中具有较少的建立同质性网络关系的几率，而含有较多建立异质性关系的几率；另外一个则相反，含有较多的同

^① 追踪数据模型可以估计和控制非观测效应；固定模型假设个体效应不随时间改变。

质性关系的建立几率和较少的异质性关系的建立几率。那么个体在具有自主选择的主观能动性的情况下（假设 1），假设 2 预测行动者会在存在建立同质性较多几率的结构中建构更多的同质性关系。

人们的交往关系可疑大致分为亲属和非亲属，亲属交往关系是在不能选择的亲属圈子中的有限选择，亲属是给定的，其存在的异质性是无法选择的，倾向于寻找同质性关系的行动者必须面对这个结构性的制约；而非亲属圈子，其异质性则是可以选择的，行动者建构的交往关系是在可以在较为广泛的圈子中的选择。因此，个人所处的社会环境中，相对于非亲属圈子，亲属圈子的交往异质性更难于被行动者所控制。如果假设 2 是成立的，即人们倾向于同质性交往，那么我们应该可疑观测到个图在非亲属中发展出来的关系的同质性高于在亲属中发展出来的交往关系。如果假设 2 是错误的，即人们倾向于异质性交往，则应该观察到非亲属关系的同质性低于亲属关系的同质性。

根据以上验证假设 1 和假设 2 的思路，我们采用中国综合社会调查（CGSS）2003 的数据来进行验证。这个数据已广泛为中国社会学界所使用，为了节约篇幅，我在此就不再对该数据做详细介绍。^①在此部分的分析中，我使用了 CGSS2003 数据中的讨论网数据来进行分析。由于讨论网数据是由一个被调查者和最多 5 个通过定名法获得的交往对象的资料构成，为了分析被调查者和交往对象之间的因果关联，需要将其生成一一对应的数据，即一个被调查者与一个交往对象的对应数据，这样原来的每一份问卷的数据就变成最多 5 份被调查者与交往对象的一一对应数据。很明显，转换得到的分析数据违反了样本独立性假设。因此我使用了稳健聚类回归（Robust cluster regression）。^②因变量是被调查者和交往对象在社会经济地位、教育年限、年龄和性别上的差异；自变量包含年龄，性别，教育年限，政治面貌，父亲的教育年限，社会经济地位，交往对象是否亲属；其中交往对象是否亲属是我主要关心的解释变量，其他为控制变量。表 1 是分析结果。

表1 行动者与讨论网成员特征差异影响分析

	社会特征		人口特征	
	与交往者的 社会经济 得分差异	与交往者的 教育年限 差异	与交往者的 年龄差异	与交往者 是否同性别
年龄	0.203**	0.0106	-0.154**	-0.0198
年龄平方	-0.00083	-0.00012	-0.00299***	0.000104
性别（女性=0）	0.988***	0.158***	0.958***	-0.662***
教育年限	1.005***	-0.601***	0.0881*	0.00756
政治面貌（群众=0）	-1.940***	-0.255***	-0.338	-0.0948
父亲教育年限	0.112***	0.0486***	0.0977***	-0.0148***
社会经济地位	-0.692***	0.0263***	-0.0115	-0.00263
是否亲属（亲属=0）	0.632*	0.281***	-1.645***	0.474***
常数	14.39***	4.762***	10.54***	0.758**
个案数	8148	8148	8148	8148
R-squared	0.296	0.284	0.216	0.306

注：1. 差异的计算方法为讨论网对象减去被调查者的情况。

2. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

^① 详情参见：<http://www.chinagss.org/>

^② 整理的数据违背了样本独立性假设，使得使用一般多元线性回归的拟合残差不服从正态分布，稳健聚类回归通过控制组内相关（多个不同的交往对象对应着同一个被调查者，因此存在着组内相关）来获得正确的标准误的估计参数，本文研究使用 stata 软件，其稳健聚类回归通过 Huber-white Sandwich 方差估计参数 (Huber, 1967; White, 1980) 来实现。

3. 数据为 CGSS2003 的数据。

4. 前3个模型为稳健聚类线性回归，第四个模型为稳健聚类logit回归（Preisser & Qaqish, 1999）。

表 1 的结果显示个体倾向于异质性交往。行动者的讨论网中亲属关系在在社会经济地位、教育年限和年龄这三个特征上的同质性高于非亲属交往关系（只有性别是一个例外，对于非亲属，人们倾向于交往同性）。这与墨乌的理论基础——人们倾向于同质性交往——正好相反，人们在拥有更大的选择同质性的交往关系的非亲属网络中，反而建构的关系的异质性大于亲属网络中建构的关系。所以本研究得到的结论否认了墨乌的理论出发点：行动者倾向于建构异质性交往关系，而非墨乌提出的同质性交往关系。

实证结果还有与墨乌理论重要的不同，就是行动者在更具有挑选空间的非亲属关系中，其交往对象的社会差异不但存在，而且均是高于行动者的——更高的社会经济地位、更高的教育程度。也就是说墨乌提出的公式 1 的理论模型的绝对值——假定低和高的差异的含义相同——也是不正确的。

2.不同交往目的下的观察

无论是麦克弗森等还是墨乌，他们在讨论人们交往的同质性的原因时，仅仅将同质性与随机性相简单的对立。他们认为行动者是基于人以群分（地位或者价值标准）来挑选交往对象。他们的理论瑕疵在于没有区分行动者的挑选的目的到底是基于什么？是基于工具性考虑，还是基于情感性的考虑？

边燕杰（2004）总结克尔曼（Coleman, 1988）和布特（Burt, 1992）关于社会网络密度的理论：他们的理论共同指出高密度的网络有助于约束个人遵从团体规范；而低密度的网络则可以减少这种约束，为占据网络桥的个人带来信息和控制优势，从而有利于行动者。也就是说，如果假设 1 成立，我们应该可以观察到行动者对网络密度的控制。

无论是建构一个工具性网络还是建构一个情感性网络，都是行动者的故意行为；差异仅仅在于前者是为了工具性目的，后者是为了情感性目的。为了通过网络达到其目的，行动者会尽可能对网络进行控制。那么，根据低密度网络更利于行动者的控制理论我们推断：我们应该可以观测到行动者有目的性的建构网络是低密度的；无特定目的建构的网络则是具有较高的密度。

同时，我们也可以借助行动者是否有目的性来检验同质性原理。按照墨乌的理论，也就是假设 2.1，我们在行动者有目的性的建构的网络中，应该观察到其倾向于建构同质性的关系；而如果假设 2.2 成立的话，我们在行动者有目的性的建构的网络中，应该观察到其倾向于建构异质性的关系（参见表 2）。

表 2 不同类型讨论网的特征分析

	只讨论 工具性问题	只讨论 情感性问题	工具和 情感性 问题都讨论
户口（农村=0）	-0.297*	-0.0913	0.208*
年龄	0.0319	0.0245*	-0.0342***
年龄平方	-0.00039	-0.00018	0.000296**
性别（女性=0）	0.0523	-0.415**	0.391**
教育年限	0.0191	-0.0564***	0.0474***
性别*教育	-0.0424*	0.0303**	-0.0136
政治面貌（群众=0）	0.123	-0.161**	0.112*
父亲教育年限	0.00731	-0.00553	0.00272
与交往者的年龄差异	0.00184	0.000806	-0.00145

与交往者的教育差异	0.0156	0.0315***	-0.0364***
与交往者的是否同性别	-0.546***	-0.545***	0.710***
与交往者的单位等级差异	-0.00155	-0.00035	0.00088
与交往者的社会经济地位差异	-0.00556*	-0.00234	0.00431**
讨论网规模	0.105	0.186**	-0.221***
社会经济地位/10	0.205**	0.107*	-0.185***
社会经济地位*讨论网规模	-0.049	-0.0033	0.0228
社会经济地位平方*讨论网规模	0.00114	-0.00207	0.00152
网络密度	-0.300**	-0.367***	0.481***
网络密度*社会经济地位差异	-0.00071	-0.00751***	0.00732***
常数	-2.958***	-0.734*	0.539
个案数	7694	7694	7694
R-squared	0.018	0.036	0.042

注：1. 差异的计算方法为讨论网对象减去被调查者的情况。

2: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3. 数据为 CGSS2003 的数据。

4. 模型为稳健聚类 logit 回归 (Preisser & Qaqish, 1999)。

实证结果证明，无论是工具性问题，还是情感性问题，只要是行动者为了达到特定目的所建构的网络，都具备低网络密度，较大社会网规模，以及高差异性的特征。而行动者没有特定目的所建构的网络，则具备高网络密度，低差异，小网络规模的特征。这个结果，又一次验证了假设 1 和假设 2.2。

3.小结

根据我对行动者在不同交往环境下的观察，我发现行动者交往的偏好倾向于建构异质性交往关系，且是“向上攀附”的异质性关系；根据我对行动者不同交往目的下的观察，我仍然发现行动者有特定目的（无论该目的是情感还是功利性的）建构的网络，比之无特定目的建构的网络，更倾向于异质性的网络。两个完全不同角度的观察，都与墨乌的公式 1 所解释的行动者寻找朋友的社会过程完全相反。

然而，为什么有那么多的学者们观察到的人们的交往关系具有同质性呢？学者们观测到婚姻关系中夫妻双方具有同质性 (Kalmijn, 1998)，行动者与讨论网中的讨论对象也具有同质性 (Marsden, 1987,1988)；行动者和朋友具有同质性 (Verbrugge, 1977, 1983)，行动者与职业生涯中的社会支持网成员也具有同质性 (Verbrugge, 1977, 1983)。在国内，张文宏等 (2004) 的研究也同样发现：各阶层在选择讨论网成员时的群内选择或自我选择倾向非常明显；阶层地位邻近、社会距离较小的人们成为讨论网成员的可能性较大，中国城市居民在社会网络成员的选择过程中，发挥中心作用的机制主要是同质性原理。

因此，我必须回答这样一个问题：为什么一方面我的研究发现行动者倾向于建构一个异质性的向上攀的网络关系，另外一方面大量学者的研究中观察到的却是同质性网络关系？

(二)同质性到底从何而来？

1.行动者的偏好是一样的吗？

社会网络的“同质性”是指行动者并非随机挑选交往对象，而是根据同质性原理去建构各种类型的社会网络连接关系。如果我们把网络的同质性假设用阶层化角度重新思考，会发现其中存在着可疑。对于社会阶层最低端的人而言，同质性交往关系意味着其选择的交往对象都是和

其一致的社会底层；然而其建构的任何异质性关系，都是比其社会地位高的群体，因此很显然，对于社会底层群体而言反而是异质性关系更具有（工具性）价值；我们再看一下连续统的另外一段——社会顶层，对他们而言，同质性关系意味着其交往对象都是和他们一样的社会顶层，这时反而是异质性的社会关系意味着都是比他们社会地位低的阶层，所以对这个阶层而言，异质性关系反而是（工具性）价值低的。

因此，不同阶层的人对于网络的异质性的看法和偏好应该是各不相同的。对于社会阶层的底层行动者来说，同质性是最没有（工具）价值的，所以其建构个人网络的偏好是异质性网络；对于社会顶层来说，同质性是有（工具）价值的，反而异质性是低（工具）价值的，所以其偏好是同质性网络。因此我们重新修订假设 2.2，提出以下假设

假设 3: 不同阶层的行动者对于网络的偏好是不同的。

假设 3.1 社会阶层越低，越偏好建立异质性社会关系。

假设 3.2 社会阶层越高，越偏好建立同质性社会关系。

对于假设 3 及其衍生假设的验证，最好是寻找一个对行动者的网络进行连续观察的追踪数据。在假设 3 及其假设成立的情况下，我们应该可以看到这样的现象：社会阶层越低的阶层，随着观察的时间不断延续，其社会的同质性会不断的降低；而社会阶层越高的阶层，其社会同质性会维持。然而这样的数据并不存在。

作为变通的方法，我仍然采用 CGSS2003 的数据。处理方法为，将全部被调查者按照其年龄分为 3 个不同的世代群，第一个世代是 18 到 29 岁的年轻世代群，第二个世代是 30 到 49 岁的中年世代群，第三个世代是 50-77 岁的老年世代群。^①然后在根据讨论网成员是亲属和非亲属分别制作调查者和其讨论网对象的阶层交往表。

我假定世代之间在异质性上的差异就是个体在不同年龄阶段上异质性的差异。按照之前假设 1，假设 2.2 和假设 3 的理论，我们应该可以观察到：讨论网中的被调查者与亲属的阶层交往中，异质性和同质性不随着世代发生明显的变化；讨论网中的被调查者与非亲属的阶层交往中，异质性和同质性会随着世代发生明显的变化，并且社会阶层越低，其异质性会随着年龄的上升而上升；社会阶层越高，其同质性会随着年龄的上升而上升（参见表 3）。

表 3 讨论网中的被调查者与亲属的阶层交往表

		专业技术人员	小资产阶级	技术工人	非技术工人	农民
18-29岁	专业技术人员	180	24	34	53	23
	小资产阶级	17	31	4	13	13
	技术工人	33	5	21	26	8
	非技术工人	40	6	24	28	19
	农民	0	2	1	2	6
30-49岁	专业技术人员	594	60	115	155	46
	小资产阶级	93	153	42	56	37
	技术工人	131	20	90	90	16
	非技术工人	132	28	77	117	29
	农民	8	4	3	7	18
50-77岁	专业技术人员	173	10	32	44	10
	小资产阶级	35	25	10	16	13
	技术工人	30	8	23	25	6

^① 理论上划分成更多的世代群的分析更精确，但是考虑到不同世代的交往职业交互表中，需要尽可能使得每个格子都有相应的观测个案，所以最终划分为 3 个世代群。

	非技术人员	47	7	20	30	7
	农民	6	0	6	7	12

表4 讨论网中的被调查者与非亲属的阶层交往表

		专业技术人员	小资产阶级	技术工人	非技术工人	农民
18-29岁	专业技术人员	446	45	37	39	3
	小资产阶级	39	37	11	17	0
	技术工人	41	14	83	35	3
	非技术工人	42	8	23	62	1
	农民	0	0	0	0	1
30-49岁	专业技术人员	1270	86	85	117	13
	小资产阶级	119	222	45	57	20
	技术工人	145	32	287	88	3
	非技术工人	125	39	93	220	4
	农民	10	2	3	3	14
50-77岁	专业技术人员	220	9	24	25	7
	小资产阶级	23	31	12	17	3
	技术工人	36	5	54	16	1
	非技术工人	30	6	21	35	3
	农民	5	1	7	3	4

谢宇等（2002）提出了研究个体建构网络关系在不同条件下的4类模型（参见表5）。

表5 个体建构网络关系在不同条件下的4类模型一览表

分析层次	机会结构（Opportunity Structure）是否一致	
	一致	不一致
汇总数据	对数线性模型	Log rate 模型
个体水平数据	条件 logit 模型	机会下的条件 logit 模型

很明显，表3和表4数据，属于汇总数据，并且不同阶层的行动者与其他阶层的交往对象的互动机会是不一致的，所以我们应该使用Log rate模型。

对于表3和表4的饱和对数线性模型（saturated loglinear model）为：

$$\ln f_{rc} = \mu + \mu_r^R + \mu_c^C + \mu_{rc}^{RC}$$

其中 f_{rc} 是第 r 阶层的行动者与第 c 阶层的人发生关系的预期数量， μ 代表样本总体规模的总平均值（grand mean）效应， μ_r^R 是第 r 阶层的行动者的效应参数， μ_c^C 是第 c 目标阶层的效应参数， μ_{rc}^{RC} 是第 r 阶层的行动者与第 c 目标阶层的交互联系效应。对数线性模型主要是通过对比 μ_{rc}^{RC} 参数的不同估计来找到最佳的拟合，其本质就是找到第 r 阶层的行动者与第 c 目标阶层的最合理的关联模式，即对饱和模型给予各种约束条件。

根据谢宇的建议，如果 PY_{rc} 代表第 r 阶层的行动者可以在第 c 目标阶层中发生网络联系的总的规模，则可以将 log-rate 模型操作化处理为： $\ln f_{rc} = \ln PY_{rc} + \mu + \mu_r^R + \mu_c^C + \mu_{rc}^{RC}$

其中当 $r \neq c$ 时 $PY_{rc} = n_r n_c$ ，当 $r = c$ 时，由于行动者不能自己和自己建立网络关系，所以 $PY_{rc} = n_c(n_r - 1)$ 。计算得到的加权矩阵见表 6、表 7。

表 6 讨论网中的被调查者与亲属的阶层交往机会矩阵

		专业技术人员	小资产阶级	技术工人	非技术工人	农民
18-29岁	专业技术人员	84466	21352	26376	38308	21666
	小资产阶级	21060	5226	6552	9516	5382
	技术工人	25110	6324	7719	11346	6417
	非技术工人	31590	7956	9828	14157	8073
	农民	2970	748	924	1342	748
30-49岁	专业技术人员	928290	257050	317190	412250	141620
	小资产阶级	364998	100584	124587	161925	55626
	技术工人	332426	91955	113122	147475	50662
	非技术工人	366914	101495	125241	162392	55918
	农民	38320	10600	13080	17000	5800
50-77岁	专业技术人员	78010	13450	24479	32818	12912
	小资产阶级	28809	4851	9009	12078	4752
	技术工人	26772	4600	8280	11224	4416
	非技术工人	32301	5550	10101	13431	5328
	农民	9021	1550	2821	3782	1457

表 7 讨论网中的被调查者与非亲属的阶层交往机会矩阵

		专业技术人员	小资产阶级	技术工人	非技术工人	农民
18-29岁	专业技术人员	323190	59280	87780	87210	4560
	小资产阶级	59072	10712	16016	15912	832
	技术工人	99968	18304	26928	26928	1408
	非技术工人	77248	14144	20944	20672	1088
	农民	568	104	154	153	7
30-49岁	专业技术人员	2620428	598551	805923	761935	84834
	小资产阶级	772747	175940	237519	224555	25002
	技术工人	926295	211455	284160	269175	29970
	非技术工人	802789	183261	246753	232804	25974
	农民	53408	12192	16416	15520	1696
50-77岁	专业技术人员	89205	14820	33630	27360	5130
	小资产阶级	27004	4386	10148	8256	1548
	技术工人	35168	5824	13104	10752	2016
	非技术工人	29830	4940	11210	9025	1710

	农民	6280	1040	2360	1920	340
--	----	------	------	------	------	-----

为了分析不同阶层的行动者的社会交往的同质性的变化, 我将 μ_{rc}^{RC} 设置为对角线矩阵, 也就是和本阶层交往的效应, 所以对角线效应代表社会网络交往的阶级内聚度, 越高的对角线效应就表明拥有越高的同质性。同时, 我也使用了古德曼 (Goodman, 1979) 的对数可积 RC 效应模型, 以便观察 RC 效应在不同世代的总体变化。统计分析结果参见表 8。^①

表 8 Log rate 关联度模型摘要结果一览表

模型	模型描述	L^2	自由度	BIC	p	拟合度 (%)
亲属	(1) 对角线效应 (跨世代不变)	69.8	43	-278	0.0048	0.9634
	(2) 对数可积RC效应模型 (跨世代不变) +对角线效应 (跨世代不变)	32.7	39	-283	0.7925	0.9761
非亲属	(1) 对角线效应 (跨世代不变)	107.6	43	-255	0.000	0.9594
	(2) 对数可积RC效应模型 (跨世代不变) +对角线效应 (跨世代不变)	70.5	39	-260	0.0008	0.9678
	(3) 对角线效应 (跨世代改变)	81.8	33	-197	0.000	0.9715
	(4) 对数可积RC效应模型 (跨世代不变) +对角线效应 (跨世代改变)	42.8	29	-202	0.0529	0.9806
	(5) 对数可积RC效应模型 (跨世代改变) +对角线效应 (跨世代改变)	25.8	24	-177	0.3626	0.9861

注: L^2 是对数似然率卡方统计量, 与自由度一起构成模型拟合比较的指标。BIC (Bayesian information criterion) 为模型选择的依据 (两个模型比较, BIC 越小, 说明该模型既有相当的解释力又相对消耗较少的自由度, 是更优的模型。拟合度说明模型预测的准确率, 如 96.34% 的拟合度代表预测值与观察值有 3.66% 的个案预测失败。

讨论网中的被调查者与亲属的阶层交往的分析显示, 用三个世代一致的对角线效应和一致的行列关联参数就可以完美的拟合观测到的数据, 因此并没有证据表明被调查者与亲属的阶层交往出现阶级内聚度的变化, 所以可以认为被调查者与亲属的阶层交往的同质性和异质性均不随着世代的变化发生任何变化。

讨论网中的被调查者与非亲属的阶层交往的分析模型中, 模型 (1) 和 (2) 中设定三个世代一致的对角线效应和一致的行列关联参数的拟合比模型 (3) 和 (4) 中世代之间不一致的对角线效应的拟合要差, 表明被调查者与非亲属的阶层交往出现了阶级内聚度的变化; 模型 (5) 设定行列关联参数随世代发生变化又比模型 (4) 的不随世代变化要优, 并且在模型 (5) 的设定下, 模型与观测数据无统计上的显著差异。因为可以认为被调查者与非亲属的阶层交往的同质性和异质性均随着世代的变化发生显著变化, 且阶层之间的关联也发生显著变化。那么变化是怎样的呢?

表 9 非亲属模型 (5) 参数估计情况一览表

		世代1: 18-29岁		世代1: 30-49岁		世代1: 50-77岁	
		对角线效应	P	对角线效应	P	对角线效应	P
对	专业技术人员	1.6842	5.3883	1.8804	6.5561	1.6106	5.0059

^① Log rate 模型是使用软件 LEM (Vermunt, 1997) 进行计算。

角 线 效 应	小资产阶级	0.4677	1.5963	0.9856	2.6795	1.5992	4.9490
	技术工人	0.9795	2.6632	0.9814	2.6681	0.8664	2.3784
	非技术工人	1.0188	2.7699	0.9753	2.6520	0.6579	1.9308
	农民	11.5987	109.00	3.7843	44.0029	1.9095	6.7500

表 9 结果显示，讨论网中的被调查者与非亲属的阶层交往的 log-rate 关联模型的参数估计结果显示，专业技术人员作为最顶端的社会阶层，其阶层内聚度在年轻到中年世代中间上升，到了老年世代有所下降；小资产阶级其的阶级内聚度则不断上升；技术工人阶层的阶级内聚度基本维持不变，到了老年世代略有下降；非技术工人和农民这两个最低端的阶层，其阶层内聚度则是不断下降，且农民阶层下降幅度最大。^①这些证明了假设 3 是成立的。

2.不同的网络建构偏好为何导致共同的同质性观察？

假设 3 和实证证据的分析，清晰的描述了这样一个偏好分布图景：对于居于社会阶层顶端的行动者，其网络建构偏好是倾向于建立同质性关系；对于居于社会阶层底部的行动者，其网络建构偏好是建构一个异质性的向上攀的网络关系。

但是为什么学者们的研究观察得到的都是同质性的偏好，并没有发现随着阶层分布存在着差异？认真分析这些研究文献，可以发现这些研究的一个共性，就是它们都是使用横截面数据。也就是说这些研究观察到的，其实是一个经过长期演化之后的结果。使用了网络演变过程的动态数据的研究，只有几个研究组织因素对嵌入其中个体的影响的研究（Sorenson 2000, Sparrowe & Popielarz, 1995）。巴特（Burt, 2000）对这一现象指出，至今为止，很少有研究能够收集网络关系动态演化的实证资料，因此对于关系演化过程的知识的研究很少。

海琳娜和他的同事在这个方面做了一些重要的工作（Hallinan & Williams, 1989; Tuma & Hallinan, 1979）。他们发现当行动者的组织环境发生重大变化的时候，同质性的关系往往可以帮助行动者面对挑战而异质性的关系则不能，所以行动者此时往往更倾向于抛弃异质性关系。巴特（Burt, 2000）关于投行的研究也发现，在发生组织变动的情况下，银行内部的关系比银行外部的关系更容易保留。根据以上少数基于动态数据研究得到的知识，麦克弗森（McPherson 等，2001）提出，异质性关系的存活周期短于同质性的关系。我认为这是回答“为何不同的网络建构偏好为何导致共同的同质性观察”这一问题的钥匙。

对于行动者而言，网络关系建立之后并不是就一劳永逸了，网络关系的存续是需要不断的维护，维护就意味着的资源支出的，我将这方面的支出称为维持成本，维持成本既包括财务上的支出，也包括时间上的支出。我推断之所以异质性关系的存活周期短于同质性的关系，在于两者的维持成本是不一致的，异质性关系的维持成本高于同质性关系，从而导致异质性关系的存活周期短于同质性的关系。

因此，虽然我同样没有收集到动态的网络关系演化数据，但是可以通过对不同网络关系的维持成本的分析，来验证麦克弗森的推断。因此我提出以下假设：

假设 4: 同质性高的关系，维持成本低；异质性高的关系，维持成本高。

边燕杰（2004）提出“交友餐饮网”，他根据中国人的关系网络中，请客吃饭是很流行的，它通常被视为重要的社交形式的理论（Yang, 1994），提出请客吃饭是一个中国社会独特的、有

^① 我的研究结论，与皮撒和沃勒斯（Pichler & Wallace, 2009）发表在《欧洲社会学评论》上的结果相反。在皮撒和沃勒斯的文章中，他们提出以下 2 个研究假设：假设 1，社会地位高的行动者，有更加广泛和更加高密度的非正式网络；他们更容易加入不同的组织，他们参加志愿者协会的比例和强度也高；假设 2 是地位低的行动者，较少有广泛和高密度的非正式网络，机会资源的有限，也会造成他们结交到的人，更多的是“相似”的人。但是仔细分析，我的结论与皮撒和沃勒斯的结论是在不同条件下得到的。第一，我这里是指行动者选择讨论个人重大问题的讨论网关系，而不是皮撒和沃勒斯讨论的非正式网络（他们将其定义为邻居，工作同事和朋友）。第二，皮撒和沃勒斯的假设，在谢宇（2002）看来，更多的是社会结构的结果。皮撒和沃勒斯并没有区分他们的假设的因果机制到底是社会阶级结构，还是行动者的偏好，还是行动者的资源禀赋。我在这部分的研究使用了谢宇提出的 log rate 模型以屏蔽掉结构的影响，我得到的结果严格的说，应该被视作个体偏好和个体的资源禀赋的混合效应。根据皮撒和沃勒斯的的研究，我推断这 2 个效应的方向应该是相反的，这样的话，我的研究结果中个体偏好的结论不但方向是对的，而且单独的行动者的偏好的效应还应该比我估计的更强。

意为之的交往过程，它涉及关系网络的运作策略的核心——即请客吃饭是维持社会关系的一种重要方式。边燕杰的研究发现，这一对于请客吃饭在关系上的作用，其“认识完全超越了调查对象的阶层、职业地位、职业类型、单位类型、房屋所有权和收入所决定的社会和经济界限”，具有普适性。边燕杰关于行动者通过请客吃饭或饮食社交以进行关系网络运作的理论，为我验证假设 4 提供了有效的基础理论依据。

在边燕杰教授 2009 年主持的“中国大城市求职网络调查 (Jsnet 2009)”中，他设计了一系列社交宴饮网的测量题器，并在随后的研讨会中公布了餐饮网的概念操作化测量的统计模型。^①本研究使用该方法，将被调查者有关餐饮网就餐行为的 5 条测量项目进行因子化分析，获得一个因子，然后计算其因子得分作为餐饮网维持因子得分，该得分越高，代表行动者花费越多的时间和精力在餐饮社交上。在 Jsnet 2009 中，还设计了测量被调查者每月人情往来的花费支出。因此，我将这 2 个变量作为测量行动者维持网络关系的成本，在控制了被调查者的个人特征下，分析它们与网络的异质性之间的关系。结果见表 10。

表 10 网络维持成本的决定模型

	餐饮网维持因子得分	每月人情往来花费的对数
性别 (女性=0)	-1.294***	-0.317***
年龄	-0.149***	0.0636***
年龄平方/100	0.0237	-0.106***
教育年限	0.424***	0.162***
政治面貌 (群众=0)	-0.205	0.109
与交往者的是否同性别	0.261**	0.139
与交往者的年龄差异	-0.00744	-0.00283
与交往者的教育差异	0.134***	0.0481***
讨论网规模	0.195***	0.0910**
常数	13.52***	-0.00595
个案数	4573	4626
R-squared	0.272	0.053

注：1. 差异的计算方法为讨论网对象减去被调查者的情况。

注 2：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

注 3：数据为 JSNET2009 数据。

从表 10 可见，分布表明，异质性的网络关系，维持成本高——需要比同质性网络关系更多的餐饮活动，更高的人情往来支出。因而在同样的维持成本的投入之下，异质性的网络关系要比同质性的网络关系难于保存。

可是，行动者是理性的，如果异质性关系对其而言是具有更大的价值的，那么他/她完全可以投入更多的维持成本，这样不就可以维持下来了吗？边燕杰的研究（1999）指出，在通过餐饮社交维持社会网络关系的过程中，个人的经济实力决定了其成为客人、主人和陪客的频率；阶级越高，其成为客人的概率越高。很显然，一个拥有异质性“向上攀”关系的行动者，他要维持的网络关系的对方节点上是一个地位更高的人，一个他社交餐饮中的客人。这个客人是否愿意出席他的宴请，则并不完全由行动者所掌控。在此，我提供一个基于 CGSS 2003 中讨论网数据的实证结果作为以上分析的佐证（参见表 11）。

^① 社会网络与求职过程研究数据分析工作坊于 2009 年 9 月 5 日在西安交大召开，边燕杰教授向与会者公布了餐饮网、拜年网和求职网的测量统计模型。

表 11 行动者与讨论网对象互动频次的定序 logit 决定模型

	互动频次	互动频次
户口（农村=0）	-0.0344	-0.0371
年龄	0.00845	0.0045
年龄平方	1.16E-05	0.000116
性别（女性=0）	-0.105**	-0.236***
教育年限	0.0350***	0.0454***
政治面貌（群众=0）	0.206***	0.240***
父亲教育年限	0.0165***	0.0148**
与交往者的年龄差异		0.00896***
与交往者的教育差异		0.0173*
与交往者的是否同性别		-0.532***
与交往者的单位等级差异		0.000354
与交往者的社会经济地位差异		0.00454**
讨论网规模		0.121***
社会经济地位/10		0.0123
cut1, cut2, cut3	略	略
个案数	8136	8136
R-squared	0.008	0.031

注：1. 差异的计算方法为讨论网对象减去被调查者的情况。

2. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3. 数据为 CGSS2003 数据。因变量是被调查者与讨论网对象的互动状况。互动频次越低，则得分越高；互动频次越高，则得分越低，为了使得分析更加准确，我没有转化为实际次数，而是将其作为定序变量进行处理。

4. 模型为稳健聚类ordinal logit回归（Preisser & Qaqish, 1999）。

分析的结果与边燕杰的研究结论是一致的，一个异质性“向上攀”的关系对象，在行动者发出的互动请求中居于网络关系的响应位置（客人），他可以选择响应，也可以选择响应；这样尽管行动者可能愿意付出更大的维持成本来维持这个对他而言极其重要和高价值的异质性“向上攀”关系，然而面对对方的拒绝，他的维持成本也无法付出。因此，一个异质性的网络关系，行动者的维持成本高、处于网络中的不利位置又导致行动者难于提高互动频次，因而存活难度高。

3.小结

至此，我可以完整的回答前面所提出的理论问题：不同的网络建构偏好为何导致共同的同质性观察。原因就在于即使是那些偏好是建构异质性网络关系的行动者，他们努力建构的异质性关系的维持成本高昂，处于网络中的不利位置又导致行动者难于提高互动频次，也就是说他们希望支出的维持成本无法支出，因而导致异质性网络关系难于存活，最终大量的异质性关系慢慢流失掉了，行动者最终只剩下更多的同质性关系。

（三）同质性原则的实质

我虽然并没有使用动态数据，但是我的研究展示出网络的演变的动态过程：行动者的网络是一个不断创造关系和消融关系的累积过程；在这个过程中，中低阶层的行动者的偏好更多的是建立异质性和向上攀的关系；然而异质性向上攀的关系维持成本高，使得行动者面临着资源的瓶颈；维持过程中的互动主动权更多的掌握在对方手中，又使得行动者的维持关系的努力难

于得到对方的响应。其结果是异质性关系的存活时间短，中低阶层的行动者最终大量保留下来的是同质性的关系。

本文从发生学角度分析了网络同质性原则的因果机制。这一机制的明确，使得我们可以清楚的发现，墨乌对传统社会资本理论批评的理论基础是错误的——同质性原则并非个体自由意志的体现——恰恰相反，同质性是个体自由意志不自由的体现，他的理论基础是建立在在网络关系过程的想当然的理解之上。

二、社会资本对求职结果的效应与选择性偏误

墨乌所提出的关于内生性的批评，涉及到社会学研究中对于因果推论的基本问题。当自变量 X 有两种状态 0 和 1，试验的方法是将两组特性一样的人，随机分配到控制组 ($X=0$) 和实验组 ($X=1$)，这时实验组和控制组之间在结果变量上的差异，则可以作为试验的效应。然而社会学的研究的现实情况是，我们往往是通过调查来收集资料，这时分配在实验组和控制组的行动者，往往不是随机分配，这时就出现了 Mouw 所批评的内生性问题，即实验组（使用关系的行动者）往往是拥有更好关系的行动者，而控制组（没有使用关系的行动者）往往是不拥有好的关系的行动者，因此这时将实验组和控制组的差异视作实验效应是会存在很大的偏误，因为实验组和控制组的差异中包含了实验前两组之间的差异（pre-treatment heterogeneity）。

墨乌的批评其实涉及了对社会资本和社会网的传统研究范式的质疑。传统的研究范式往往是回归分析方法，假定所观察到的研究对象是随机发生的，通过回归分析可以在不遗漏控制所有重要的影响因素的情况下分析解释变量的效应，但是实际上经常会发生内生性或自我选择的问题，造成回归分析不能充分排除实验组与对照组的基准差异（baseline difference），或者是实验前两组之间的异质性。该情形下的研究所做出的因果估计往往不精确，甚至错误。

实验组和控制组成员在实验前的差异，既可能是由可以观测到的变量造成（select on observables），也可能由不可观测到的变量造成（select on unobservables）。对于前者，这些年发展出来的处理方法为反事实分析方法（Winship & Sobel, 2004; Winship & Morgan, 1999; Morgan & Harding, 2006）。这一领域的方法有倾向性评分匹配方法（Propensity Score Matching）(Parsons, 2001)，以及博瑞德（Brand, 2001）和谢宇（2010）提出的异质性处理效应模型（heterogeneity of treatment effect model）。

然而，社会现象往往是复杂发，实验组和控制组成员在总是有可能存在着不可观测的变量造成两者之间的差异；换句话说，是行动者的理性选择造成了一些人使用关系，一些人不使用关系，而这个选择过程中的很多影响因素研究者并不能观察到。因此在作者看来，更为严格的模型是内生转换模型，该模型可以将可观测变量和不可观测变量造成的两组在实验之前的差异从实验结果中分离出来。因此本文将使用内生转换模型来分析 Mouw 所提出的内生性问题^①。

(一)内生转换模型的原理

内生转换回归模型（endogeneity switching regression model）分析，则可以将这些不可观测的性偏误纳入选择模型中。根据麦德勒（Maddala, 1986），我们的问题可以写成一个内生转换回归模型，这一模型由两部分组成：求职所获得的工资决定方程和是否使用关系求职的决定方程，在本文中为：

^① 近年来，最重要的内生转换模型的使用应该算戈瑞勃尔（Gerber, 2001），他提出学者们在研究转型国家中共产党党员的社会报酬效应时，没有注意到党员和非党员的入党过程，他指出这是一个选择过程，党根据可观测和不可观测的因素将一部分人被选拔成为党员。因此在研究党员的社会报酬效应时，应该将这个实验之前由可观测和不可观测因素造成的社会报酬效应分离出来之后的部分，才是真正的党员效应。此处 Mouw 墨乌的批评也类似戈瑞勃尔 Gerber 提出的内生性。

$$\text{工资方程: } w_{tie,i} = \beta_{tie} X_{1i} + u_{tie,i} \quad S=1(\text{表示使用关系获得工作}) \quad (1)$$

$$w_{non,i} = \beta_{non} X_{2i} + u_{non,i} \quad S=0(\text{表示不使用关系获得工作}) \quad (2)$$

$$\text{是否使用关系求职的决策方程: } S^* = \gamma Z_i + \delta(w_{tie,i} - w_{non,i}) + v_i \quad (3)$$

其中, w_{tie} 和 w_{non} 分别表示使用和不使用关系获得的工作的初始工资的对数, 向量 X 代表一系列影响工资的解释变量, 包括个人特征和工作特征, u_{tie} 和 u_{non} 是误差项。 S^* 是相应于是否使用关系的哑变量 S 的潜变量, $S^* > 0, S=1; S^* \leq 0, S=0$ 。 Z 是影响决定是否使用关系的一

组解释变量, X 中的一些(但不是所有的)解释变量也包括在 Z 中。 $(w_{tie} - w_{non})$ 则代表使用或者不使用关系导致的收入差异, 求职者选择是否使用关系要受到两种情况下的工资差别的影响。

这里存在一个自我选择(self-selection)问题。自我选择问题最先是由 Roy(1951)提出的, 他指出个人在选择把打猎还是捕鱼作为自己的职业是基于对他来说两者相比较的好处的。而最早把这一问题引入计量经济学的是格柔纳(Gronau, 1974)、列维斯(Lewis, 1974)和赫克曼(Heckman, 1974), 迈德勒(Madala, 1983, 1994)则对此作了很好的综述。自我选择问题来自于样本的非随机性, 通常样本点(个人)是有意识地自我选择进入某个样本组的, 并且他们的选择又与我们需要估计的目标方程(通常是产出或收入方程)有关。求职所获得的工资决定方程中, 求职者的工资由(1)或(2)中哪一个方程决定并不是随机的, 实际上他们是自己根据个人的特征和是否使用关系获得的工资来决定自己是否使用关系是选择, 这就产生了自我选择问题。

由于选择性的偏向, 求职所获得的工资决定方程与是否使用关系求职的决定方程中的误差项可能是相关的, 这也是内生性所在。设 $\sigma_{u_b, v}$ 和 $\sigma_{u_s, v}$ 分别表示工资方程的误差项 u_{tie} 、 u_{non} 和决策方程的误差项 v 的协方差。 v 与 u_{tie} 和 u_{non} 和之间的协方差矩阵为:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 & \cdot & \cdot \\ \sigma_{u_{tie}, v} & \sigma_{tie}^2 & \cdot \\ \sigma_{u_{non}, v} & \cdot & \sigma_{non}^2 \end{bmatrix}$$

将方程(1)、(2)带入是否使用关系决策方程(3)中得到:

$$S^* = \gamma Z + \delta(\beta_{tie} - \beta_{non})X + \delta(u_{tie} - u_{non}) + v \quad (4)$$

使用新的参数方程又可写为:

$$S^* = \tilde{\gamma} \tilde{Z} + \tilde{v} \quad (5)$$

设想如果我们使用最小二乘法(OLS)去估计方程(1)、(2)再把结果带入方程(3)去估计决策方程, 由于自我选择性带来的样本非随机问题, 我们得到的结果一定是有偏的。根据 Maddala (1983), 可以计算条件期望工资为:

$$E(w_{tie} | S = 1) = \beta_{tie} X + \sigma_{u_{tie}^v} \frac{\phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})}{\Phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})} \quad (6a)$$

$$E(w_{non} | S = 0) = \beta_{non} X - \sigma_{u_{non}^v} \frac{\phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})}{1 - \Phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})} \quad (6b)$$

在此， $\phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})$ 和 $\Phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})$ 分别表示以 $\tilde{\gamma}\tilde{Z}$ 为变量的标准正态分布的密度函数和累计概率密度

函数。 $\frac{\phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})}{\Phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})}$ 和 $-\frac{\phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})}{1 - \Phi(\tilde{\gamma}\tilde{Z})}$ 代表了观测不到的职工的能力或者偏好带来的选择(selection

term)，是对于自我选择性的纠正， $\sigma_{u_{tie}^v}$ 与 $\sigma_{u_{non}^v}$ 由估计产生。如果 $\sigma_{u_{tie}^v}$ 和 $\sigma_{u_{non}^v}$ 显著不为零就说明对于选择性的纠正是有必要的。

$\sigma_{u_{tie}^v}$ 和 $\sigma_{u_{non}^v}$ 显著的情况下，存在以下 4 种可能：

$\sigma_{u_{tie}^v} > 0$, $\sigma_{u_{non}^v} < 0$ ：说明选择使用关系的人，其关系的价值超过平均水准；不选择使用关系的人是源于其关系带来的收益是负的，不使用关系反而带来更好的收益；总体而言，无论使用或者不使用关系的人，都获得了比随机安排情况下更好的收益。所以对于使用或者不使用关系的人都是正强化。

$\sigma_{u_{tie}^v} > 0$, $\sigma_{u_{non}^v} > 0$ ：我们抽取到的那些使用关系的人，无论其使用关系或者不使用关系，其收益均高于随机抽取到的使用或者不使用关系的人，同时使用关系的收益高于不使用关系；即能力高的求职者倾向于使用关系。那些不使用关系的人，无论其使用关系或者不使用关系，其收益均低于随机抽取到的使用或者不使用关系的人，并且其不使用关系的收益低于使用关系。这里，对于使用关系的是正强化，但是对于不使用关系的人，是负强化。

$\sigma_{u_{tie}^v} < 0$, $\sigma_{u_{non}^v} < 0$ ：我们抽取到的那些使用关系的人收益低于随机抽取到的使用关系的人，即能力高的求职者倾向于不使用关系。

$\sigma_{u_{tie}^v} < 0$, $\sigma_{u_{non}^v} > 0$ ：使用关系的人获得的收益很低，不使用关系的收益很高。这是一个现实中不太可能出现的情况。

(二)内生转换模型的实证结果

1.内生性的确认

边燕杰对天津和年对新加坡的（1997）研究发现：近七成人找工作过程中使用了亲属、朋友、相识等非正式渠道搜集就业信息，或取得亲友帮助；并且其中大部分人利用强关系，很少的人用了间接关系；但如果用了间接关系，中间人与被访人、与最终帮助者的关系往往是很强的。而这种间接的强关系能使被访者找到一位地位较高的帮助者，协助被访人流动到一个地位较高的职业中去。边的发现和 Mouw 所批评的内生性——拥有好的关系的行动者具有更高的概率使用关系——是一致的。因此我提出假设 5：

假设 5：在求职过程中使用关系的概率，与关系的资源含量成正比。

这里我使用了 2009 年 7 月边燕杰教授主持的“2009 年中国大城市社会网与求职调查

(JSNET2009)”数据。该数据在长春、广州、济南、兰州、上海、天津、厦门和西安等 8 个城市采用多阶段系统抽样的方式抽取了 7102 位 18 到 69 岁有过职业经历的被调查者。因变量为在找工作中是否使用关系，因此采用 logit 模型。在模型 1 中放入个体的基本背景变量：找工作时的年龄和年龄平方，性别，户口类型等；在模型 2 中则加入政治身份，教育和找工作的时期；在模型 3 中加入代表着个体所拥有的网络质量的变量——餐饮网因子得分和拜年网因子得分，这 2 个变量的得分越高代表着个体的网络越优质（参见表 12）。^①

表 12 求职是否使用关系的 logit 决定模型

	模型 1: 基准模型	模型 2: 模型 1+社会特征模型	模型 3: 模型 2+网络质量模型
找工作时的年龄	0.245***	0.129***	0.132***
找工作时的年龄平方	-0.00326***	-0.00192***	-0.00193***
性别(男性=0)	-0.0927	-0.120*	-0.153**
是否党员（非党员=0）		-0.437***	-0.460***
教育年限		0.0102	-0.012
时期哑变量（1995 年以前为 0）		1.485***	1.410***
餐饮网因子得分			0.214***
拜年网因子得分			0.0219*
常数	-2.119***	-1.573***	-1.291***
个案数	4905	4890	4695
R 平方	0.053	0.129	0.136

表 12 的统计分析结果显示，无论是餐饮网还是拜年网的质量，都会增加行动者在求职过程中使用关系的概率；但是二者之间存在着差异：由于餐饮网和拜年网的测量都是采用了因子得分，因子两者之间具有一致的测度，因此拜年网的作用只有餐饮网的 1/10，考虑到拜年网更多的属于家庭诸多成员共同拥有，也具有更多的礼节性质，包含大量的弱关系，因此这是符合实际情况的。

因此，这也证明了存在墨乌所批评的内生性问题——是否使用关系与关系的资源含量呈现高度相关，使用关系求职的子样本与不使用关系求职的子样本并非随机抽取的两个样本。因此，内生性问题导致这两个群体在处理（是否使用关系）之前就存在着基准上的差异。

2.不同时间和空间下内生转换模型的实证结果

因此，为了克服内生性问题，我使用了内生转换模型，见表 13 的模型 1。边燕杰和张文宏（2001）提出不同经济体制对应的不同“网络作用空间”的命题。即在再分配经济、市场经济和转型经济中（Granovetter, 1995；边燕杰, 1999），人际关系网络对职业流动的作用大小，作用范围存在差异。考虑到在中国城市劳动力市场在 1995 年存在着重大的改变——从该年开始，中国城市国有企业开始了较为激进的市场化转型，同时伴随着大规模下岗失业。^②因此，我将时间划分为 1994 年以前和 1995 年以后，见表 13 的模型 2 和模型 3。

^① 计算方法和理论意义均来自边燕杰教授于 2009 年 9 月 5 日在西安交大召开“社会网络与求职过程研究数据分析工作坊”上给出的餐饮网，拜年网和求职网的测量统计方法和模型的讲解。

^② 根据刘迎秋等著《次高速增长阶段的中国经济》276 页提供的资料，1993、1994、1995、1996、1997、1998、1999 年城镇下岗职工年底人数分别为：300 万、360 万、564 万、891 万、1151 万、1080 万和 1174 万。

表 13

不同时间下关系对收入效应的内生转换模型

	(模型 1) 全部时期			(模型 12) 1994 年之前			(模型 3) 1995 年之后		
	使用关系时的入职收入对数	不使用关系时的入职收入对数	选择模型	使用关系时的入职收入对数	不使用关系时的入职收入对数	选择模型	使用关系时的入职收入对数	不使用关系时的入职收入对数	选择模型
性别(男性=0)	0.193***	0.185***	-0.0689	-0.127	0.157**	-0.139**	0.232***	0.282***	-0.00387
是否党员(党员=0)	-0.0284	0.1	-0.241***	-0.629***	0.215**	-0.277***	0.0564	-0.0209	-0.168**
户口(城市=0)	-0.110**	0.0379	-0.224***	-0.348	-0.182	-0.155	-0.0574	-0.181	-0.147
父亲的教育年	0.0257***	0.0161**	-9.70E-05	0.0176	0.0180**	-0.00756	0.0128***	0.0290**	0.0138
是否第一次求职	0.293***	0.14	0.0583	0.792***	-0.0223	0.264***	0.234***	0.108	-0.103
讨论网资源	0.135***	0.025	0.0917***	0.272***	-0.0978**	0.113***	0.0877***	0.108**	0.0833**
教育年限	0.109***	0.109***	-0.00541	0.0636**	0.0635***	-0.0102	0.112***	0.144***	-0.0250*
单位类别(体制外=0)	-1.373***	-0.387**	-0.431***	-1.388***	0.392**	-0.465***	-0.126***	-0.279***	-0.172***
找工时的年龄	0.0586***	0.0201***	0.0653***	0.0343***	0.0227***	0.0171	0.00704***	0.00739	0.0790***
找工时的年龄平方			-0.000899***			-0.000307			-0.00117***
时期哑变量(1995 年以前为 0)	2.184***	2.136***	0.835***						
时期*找工时的年龄	-0.0519***	-0.0186**	-0.0124*						
时期*单位类别	1.232***	0.24	0.275**						
Constant	2.949***	1.523***	-0.331	2.693***	1.280***	0.497	5.316***	4.381***	0.103
Observations	4089	4089	4089	1528	1528	1528	2436	2436	2436
sigma_1	.8324119***	.0114014		1.910239***	.0707315		.673703***	.0174628	
sigma_2	1.299529***	.0402238		1.337589***	.0383552		.84269***	.046431	
rho_1	-.0388879	.0668604		.9710025***	.0059839		-.6874406***	.0544304	
rho_2	-.8622868***	.0175692		-.9787443***	.0041709		-.2512735***	.2136726	

由内生转换模型的原理可知，转换模型可以去掉选择性偏误，获得变量的一致性系数估计。我将那些在包含选择模型，两个不同的体制模型在内的三个模型中的任意一个有显著性的变量才纳入模型在此报告。根据分析结果我们有以下的结论：

(1) 无论对于全体的结果，还是对于分时期的结果，独立模型的似然估计都表明，选择偏误调整是显著的。同时，在使用关系和不使用关系这两个不同体制模型中，一批变量的系数有着显著的差异，说明需要分成不同的样本体制类型。

(2) 对于全部时期的模型， $\sigma_{u_{ie}^v}(\text{rho}_1)$ 不显著；分时期结果则显示，在 1994 年之前， $\sigma_{u_{ie}^v}(\text{rho}_1) > 0$ 且显著，在 1994 年之后， $\sigma_{u_{ie}^v}(\text{rho}_1) < 0$ 且显著。显示出对于使用关系的人而言，随着市场化的发育，发生了重大的变化。具体而言就是，在 1994 年之前，使用关系的人是能力较强的人，其获得收入的能力高于随机样本；但是到了 1994 年之后，能力强的人反而倾向于不再使用关系。

(3) 无论是对于全部时期是分时期的模型， $\sigma_{u_{non}^v}(\text{rho}_2)$ 均小于 0 且显著。其含义是，不使用关系的群体如果使用关系，其收入回报会显著的降低。这和根据墨乌的理论分析正好相反。墨乌认为是使用关系的人是一个特定的群体，其拥有较好的关系，所以按照他的理论， rho_1 应该是显著的；而墨乌没有讨论没有使用关系的人。我们这里得到的是，不使用关系的人如果使用关系，其获得收入的能力低于随机样本。

将以上发现总结在一起：在全部时期的模型中，时期哑变量是显著的，说明确实 在 1995 年前后，人们应用社会网求职的行为模式发生了重大的改变。具体而言，有能力的人在 1995 年之前倾向于使用关系，并且在关系的使用过程中关系带来了净回报；在而 1995 年之后，有能力的人不再使用关系，因为使用关系会带来负的净回报。没有使用关系的人如果使用关系收入会降低。

如何理解以上的发现呢？有关中国城市劳动力市场的文献显示，1995 年城市劳动力市场的变化导致了两个方面的结果：一方面是城市的市场化程度的大幅度提高，另一方面是竞争的激烈和加剧。在这个

急剧转型期，人们突然发现传统的熟人关系存在着巨大的风险，一个新的名词“杀熟”逐渐为社会所熟悉，杀熟指“利用熟人对自己的信任，采取不正当手段赚取熟人钱财”（中国社会科学院语言研究所词典编辑室，2005：1094）；人们用这个词来描述传统熟人社会关系运作的失范。因此，我认为，中国人选择是否使用关系与墨乌所分析的西方社会存在着重大的不同。

必须提及的是，传统对于社会资本的研究，都集中在社会关系和社会资本的正功能上，对于其负功能鲜有研究。蔡禾和贾文娟（2009）最近的个案研究中就发现，当环境的不确定性增加，关系双方的内在紧张会出现和加剧，最终有可能导致“逆差序格局”——关系密切的行动者受损，关系疏离的行动者反而受益。

因此完全可以设想另外一种内生性的情况，在这个情况下，一样可以得到墨乌提出的观测效应。如果社会网络是阻碍了劳动力配置的最优化（这也是边燕杰和张文宏在2001年的研究中最后提出的一种可能性，参见边燕杰、张文宏，2001），这样的话有能力的人不再使用关系，反而是没有能力的人使用关系。这种关系的内生性与墨乌提出的内生性截然相反，但是同样可能导致观察到关系对于求职效果不起作用——这和我的观察恰恰完全一致。

我的理解是，在中国特定的情形下，1995年之后人们对关系的偏好可能发生逆转。在1995年之前我们和西方一样，都是关系资源丰富的人偏好使用关系。而1995年之后，由于市场化程度增加，失业导致求职市场竞争增加，最终导致社会转型期间环境的不确定性大大增加，使得关系的效应大大降低。最终导致人们对关系的偏好发生重大的改变。我在前面提出，内生性的机制是行动者对关系的使用偏好。人们既可能偏好使用关系，也可能偏好不使用关系，无论是哪种，都可能导致Mouw所提出的观测不到关系的作用。结果一方面验证了边燕杰和张文宏提出的不同经济体制对应的不同“网络作用空间”的命题，但同时揭示出使用网络关系的效应在不同网络作用时间和空间表现很不一致。1995年之前，无论体制内外，依靠关系找工作都能获得较好的收益；1995年之后，无论体制内外，依靠关系找工作都不再能获得较好的收益。

对于1994年之后的模型，我做了更深入的分析，根据内生转换模型将使用关系者和非使用关系者的预测收入做了分布对比（见图1），从图中发现无论使用关系还是不使用关系，预测的收入均呈现出

双峰结构。

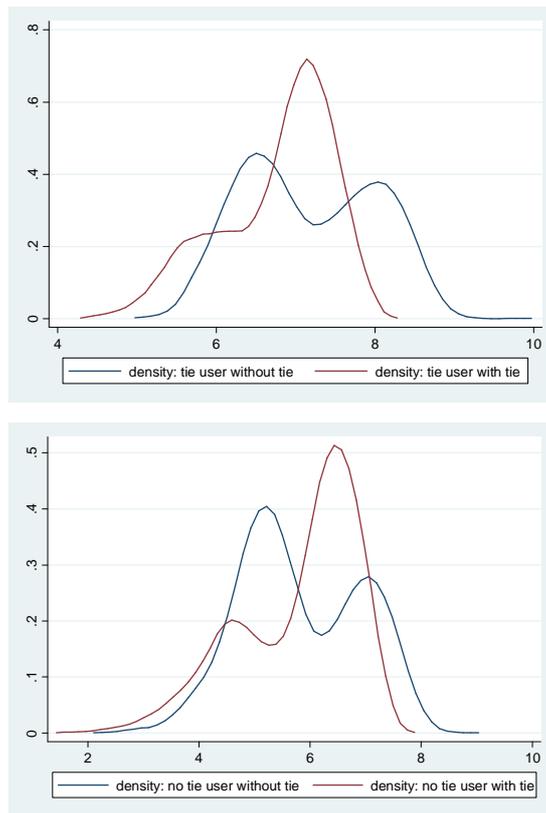


图 1 使用关系者和非使用关系者的预测收入的分布对比

考虑到前面验证的边燕杰和张文宏（2001）提出的网络作用空间理论，我认为这是因为体制内外的群体属于不同的子样本群，存在着收入的差异。因此我们按照网络作用空间假设，分体制重新做内生转换模型。表 14 显示的是体制内外的分开分析结果。

表 14 1994 年后体制内外关系对收入效应的内生转换模型对比

	体制内（1994年之后）			体制外（1994年之后）		
	使用关系时的入职收入对数	不使用关系时的入职收入对数	选择模型	使用关系时的入职收入对数	不使用关系时的入职收入对数	选择模型
性别(男性=0)	0.284***	0.526***	-0.0492	0.199***	0.0746	0.0166
是否党员（党员=0）	0.0236	0.00333	-0.179*	0.0871	-0.0999	-0.211
户口（城市=0）	-0.0109	-0.166	-0.466**	-0.0705	-0.214	-0.0296
父亲的教育年	0.0138*	0.0273	0.0132	0.0112**	0.0348**	0.00807
是否第一次求职	0.195***	-0.00249	-0.104	0.248***	0.176	-0.0983
讨论网资源	0.0493	0.156*	0.109*	0.105***	0.0905	-0.0183
教育年限	0.118***	0.137***	-0.00568	0.108***	0.151***	-0.0313*
找工时的年龄	0.00784**	0.00792	0.102***	0.00761***	0.00913	0.0365
找工时的年龄平方			-0.00140***			-0.0006
Constant	5.122***	4.110***	-0.483	5.319***	4.193***	0.882
Observations	981	981	981	1455	1455	1455
sigma_1	.617815*** .0217299			.7562684*** .0280874		
sigma_2	.7189612*** .0774711			.9517341*** .0656718		
rho_1	-.4571407*** .1486717			-.8593708*** .0370895		
rho_2	-.3698754 .2936176			-.2203875 .2884421		

根据分体制内外的内生转换模型预测的使用关系者和非使用关系者的预测收入分布对比图均呈现单峰（参见图 2、图 3）。

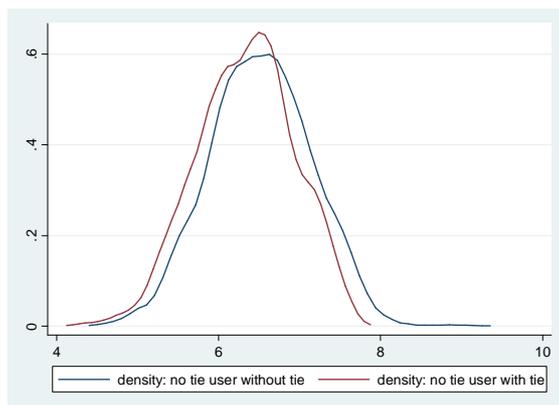
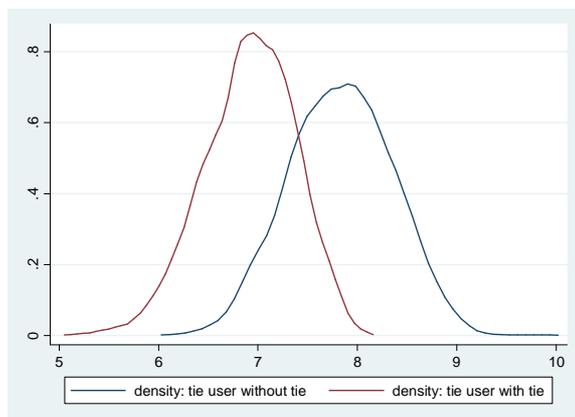
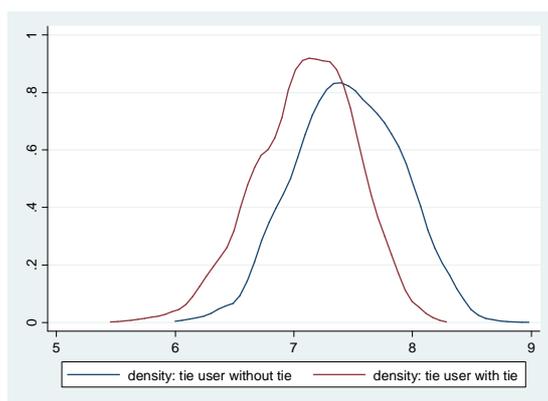


图2 体制内的内生转换模型预测的使用关系者和非使用关系者的收入分布



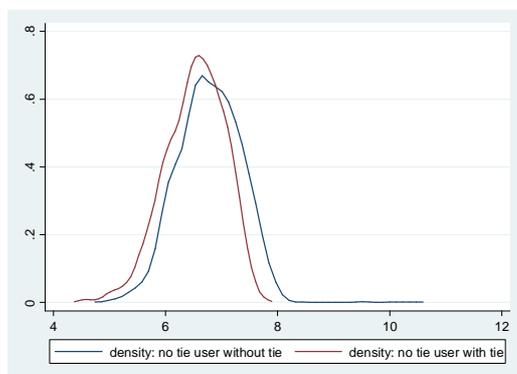


图 2 体制外的内生转换模型预测的使用关系者和非使用关系者的收入分布

将 1994 年前，1995 年后的体制内和体制外这三组内生转换模型的结果放在一起对比，从选择模型的角度来分析，党员和教育都对于不使用关系的作用均不断上升，这与 $\sigma_{u_{tie}v}$ (rho_1) < 0 且显著的理论含义是一样和相互印证的：即能力越强的人越倾向于不再使用关系；与此同时，讨论网资源对于使用关系的作用也在不断的下降（参见表 15）。

表 15 表 13 和表 14 中选择模型中关键变量的系数对比

	表 13, 1994 年前	表 14, 体制内, 1995 年后	表 14, 体制外, 1995 年后
是否党员 (党员=0)	-0.241***	-0.179*	-0.211
讨论网资源	0.0917***	0.109*	-0.0183
教育年限	-0.00541	-0.00568	-0.0313*

表 15 所显示的顺序，即是从再分配程度降低和市场化程度增加的顺序，结果显示市场化的急剧转型导致关系运作的传统模式失范，关系的负功能越来越大。但是同时，随着市场的程度的提高，工作信息越来越普及，人们可以不用关系就获得工作信息。因此在面对这一社会情境下，有能力的人选择不再使用关系 ($\sigma_{u_{tie}v}$ (rho_1) 显著，

且小于 0); 不使用关系的人, 不使用关系也不带来损失($\sigma_{u_{non}v}(\rho_2)$ 小于 0, 但不显著)。

3. 小结

很明显, 本文所发现的这一选择效应与 Mouw 所提出的选择效应是不同的。也就是说, 墨乌所提出的“拥有更好的关系的行动者更倾向于使用关系”这一选择过程, 并非普遍存在于社会网和社会资本运作之中的“普适”选择。在求职等行动中, 行动者选择使用或者不使用社会关系很可能是一个复杂的过程, 这个选择函数, 应该不但与行动者所拥有的社会关系的质量和数量有关, 还应该受到关系运行所处的宏观社会环境的影响。然而, 要深入研究这个选择函数, 需要包含行动者在不同社会情境下的关系运用行为和结果的动态数据。在面对截面数据时, 内生转换模型可能是目前最好的分析方法。

三、结 论

本研究分析了墨乌对于传统社会网理论的批评的基础——社会网的同质性和内生性这两项对传统社会网和社会资本效应的否定性的证据, 结果发现墨乌批评的这两项基础均是有严重瑕疵的。

本文的研究发现, 社会网的同质性既不是行动者偏好的结果, 也不是行动者主观能动性的结果。作者从发生学的角度解释了墨乌等学者观察到的同质性的来源: 行动者的偏好是建构大量异质性的关系而非同质性关系, 但是异质性的关系维持成本高, 行动者对异质性互动对象的互动请求难于得到响应, 从而导致了异质性关系的生存周期短。长期的累积效果就造成了研究者观察到行动者拥有的更多的是高度同质性的网络关系。

作者还从社会结构的角度提出, 同质性关系也好, 异质性关系也好, 都不是普遍适用于各个社会阶层的。高阶层更多的偏好同质性关系, 而低阶层更多的偏好异质性关系。

墨乌所提出的网络的内生性理论——拥有越多关系的行动者越倾向于使用关系——也同样被证明不具备普适性, 或者说是有前提条件的。在本研究使用的 JSnet2009 数据所代表的中国市场化转型情境下, 我们观察到在 1995 年前后, 网络内生性发生了巨大的变化。在

1995 年之前，我们确实观测到了墨乌所提出的内生性，并且也发现该类型的内生性会导致高估关系对求职收益的效应，但关系的作用仍然存在和具有统计上的显著；而我在 1995 年之后观测到了另外类型的内生性——由于关系的负功能，拥有能力的行动者选择不使用关系——反而是该类型内生性的效应下，关系的作用不但降低，甚至称为负的效应。因此，墨乌提出的内生性未必具有普适性，其存在的前提条件很可能是在网络发挥正功能的前提下。本文的研究则做了另外一半的补充：当网络发挥负功能的前提下，是另外一种类型的内生性，即拥有能力的人倾向于不使用关系。

因此，墨乌建立在对传统社会资本和社会网同质性和内生性基础上的批评都是不成立的，他对于社会资本和社会网同质性和内生性的深入分析和质疑的精神是值得在学术研究中坚持的，但是他的批评是建立在对社会资本和社会网同质性和内生性错误的、想当然的理解上。

面对墨乌对社会资本和社会网研究范式的重大批评，本研究从研究法的角度，提出了一系列测量和验证的新概念和新思路：将讨论网空间区分为亲属和非亲属空间，将同质性和异质性偏好置于阶层结构中的讨论，用内生转换模型来分析内生性等。本文价值还在于用大型调查数据，从大尺度观察到了蔡禾和贾文娟（2009）通过个案数据发现的网络关系存在的负功能，并从边燕杰和张文宏（2001）提出的“网络作用空间”的角度分析了关系负功能出现的特定时间和空间，以及关系发挥负功能情况下的内生性类型。然而作为讨论社会网和社会资本最基础议题的研究，本文仍存在着重大的问题。这反应在虽然作者使用各种统计手段来模拟时间的累积动态效果，但所有的分析数据仍然是横截面数据。作者期待着学术界能够携起手来，共同努力来收集和共享可以反应网络发展和作用过程的动态数据，从而得到对这一存在着重大争议的基础命题的切实可信的实证回答。

参考文献：

- 边燕杰，1999，《社会网络与求职过程》，载林益民、涂肇庆主编《改革开放与中国社会：西方社会学文献述评》，香港：牛津大学出版社。
- ，2004a，《中国城市中的关系资本与饮食社交》，《开放时代》第2期。
- ，2004b，《城市居民社会资本的来源及作用：网络观点与调查发现》，《中国社会科学》2004年第3期。

- 边燕杰、张文宏, 2001,《经济体制、社会网络与职业流动》,《中国社会科学》第2期。
- 蔡禾、贾文娟, 2009,《路桥建设业中包工头工资发放的“逆差序格局”》,《社会》第5期。
- 关秉寅、李敦义, 2008,《补习数学有用吗? 一个“反事实”的分析》,《台湾社会学刊》第41期。
- 刘迎秋等, 2002,《次高速增长阶段的中国经济》,北京: 中国社会科学出版社, 2002年版。
- 张文宏、李沛良、阮丹青, 2004,《城市居民社会网络的阶层构成》,《社会学研究》第6期。
- 郑也夫, 2003,《走向杀熟之路》,载郑也夫等主编《中国社会中的信任》,北京: 中国城市出版社。
- 中国社会科学院语言研究所词典编辑室, 2005,《现代汉语词典(第5版)》,北京: 商务印书馆。
- Bian, Yanjie 1997,“Bringing Strong Ties Back In: Indirect Connection, Bridges, and Job Search in China.” *American Sociological Review* 62.
- Bian, Yanjie & Soon Ang 1997,“Guanxi Networks and Job Mobility in China and Singapore.” *Social Forces* 75.
- Blau, PM. 1977, *Inequality and Heterogeneity: A Primitive Theory of Social Structure*. New York: Free Press.
- Burt, Ronald 1992, *Structural Holes*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- 2000, *Decay Functions*. Soc. Networks 22.
- Coleman, J.S. 1988, “Social Capital in the Creation of Human Capital.” *American Journal of Sociology*, 94 (Supplement).
- 2001,“Evidence and Implications.” *Social Science Research*. Vol. 30, no. 4, December.
- Feld S. 1982, “Structural Determinants of Similarity Among Associates.” *American Sociological Review* 47.
- Florian Pichler & Claire Wallace 2009, “Social Capital and Social Class in Europe.” *European Sociological Review (with Florian Pichler)* 25 (3).
- Goodman, 1979, “Simple Models for the Analysis of Association in Cross-classifications Having Ordered Categories.” *J. Amer. Statist. Assoc.* v74.
- Granovetter, Mark 1973, “The Strength of Weak Ties.” *American Journal of Sociology* 78.
- 1974, *Getting a Job*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- 1995, “Afterword 1994: Reconsiderations and a New Agenda.” In Mark Granovetter, *Getting A Job: A Study of Contacts and Careers, Second Edition*. Chicago and London: University of Chicago Press.
- Hallinan MT. & Williams R. 1989, “Interracial Friendship Choice in Secondary Schools.” *American Sociological Review* 54.
- Huber PJ. 1967, “The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Nonstandard Conditions.” In *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. Berkeley,

- CA: University of California Press.
- John S. Preisser & Bahjat F. Qaqish 1999, "Robust Regression for Clustered Data with Application to Binary Responses." *Biometrics*, Vol. 55, No. 2 (Jun).
- Kalmijn M. 1998, "Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns and Trends." *Annual Review of Sociology* 24.
- Lokshin M. & Z. Sajaia 2004, "Maximum likelihood Estimation of Endogeneity Switching Regression Models." *Stata Journal* 4(3), 5(1).
- Maddala, G.S. 1986, "Disequilibrium, Self-selection, and Switching Models." In *Handbook of Econometrics*. Z. Griliches & M.D. Intriligator, eds., North Holland, Amsterdam vol. 3.
- Marsden P.V. 1987, "Core Discussion Networks of Americans." *American Sociological Review* 52.
- 1988, "Homogeneity in Confiding Relations." *Sociological Networks* 10.
- McPherson J.M. & L. Smith-Lovin 1987, "Homophily in Voluntary Organizations: Status Distance and the Composition of Face-to-face Groups." *American Sociological Review* 52.
- McPherson, J.M., Lynn Smith-Lovin & James Cook 2001, "Birds of a Feather: Homophily in Social Networks." *Annual Review of Sociology* 27.
- Morgan, S. L. & D. J. Harding 2006, "Matching Estimators of Causal Effects: Prospects and Pitfalls in Theory and Practice." *Sociological Methods and Research* 35(1).
- Mouw, T. 2003, "Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?" *American Sociological Review* 68.
- 2006, "Estimating the Causal Effect of Social Capital: a Review of Recent Research." *Annual Review of Sociology* 32.
- Nan Lin 1999, "Social Networks and Status Attainment." *Annual Review of Sociology* 25.
- Parsons, L. S. 2001, "Reducing Bias in a Propensity Score Matched-pair Sample Using Greedy Matching Techniques." *Paper presented at the Proceedings of the 26th Annual SAS Users Group International Conference*, Long Beach, CA.
- Rubin, D.B. 1980, "Comment on 'Randomization Analysis of Experimental Data: The Fisher Randomization Test' by D. Basu." *Journal of the American Statistical Association* 75.
- Sorenson J.B. 2000, "The Longitudinal Effects of Group Tenure Composition on Turnover." *American Sociological Review* 65.
- Sparrowe R.T. & P.A. Popielarz 1995, "Weak Ties and Structural Holes: the Effects of Network Structure on Careers." Unpublished paper, Dep. Mgmt, Univ. Ill., Chicago.
- Theodore P. Gerber 1995, "The Selection Theory of Persisting Party Advantages in Russia: More Evidence." *American Sociological Review* 60.
- Tuma N.B., & M.Z. Hallinan 1979, "The Effects of Sex, Race and Achievement on Schoolchildren's Friendships." *Sociological Forces* 57.

- Verbrugge LM. 1977, "The Structure of Adult Friendship Choices." *Sociological Forces* 56.
- 1983, "A Research Note on Adult Friendship Contact: a Dyadic Perspective." *Sociological Forces* 62.
- White H. 1980, "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica* 48.
- Winship, C. & S. L. Morgan 1999, "The Estimation of Causal Effects from Observational Data." *Annual Review of Sociology* 25.
- Winship, C. & M.Sobel 2004, "Causal Inference in Sociological Studies." In M. Hardy(ed.), *The Handbook of Data Analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Yang, Mayfair Mei-hui. 1994, *Gifts, favors, and Banquets: The Art of Social Relationships in China*. Ithaca, NY: Cornell University Press.
- Zeng, Zhen & Xie Yu 2002, "Statistical Models for Studying Inter-Group Friendship." Annual Winter/Spring Meeting of Sociological Methodology Section, *American Sociological Association in Princeton* NJ (March).

作者单位: 中山大学社会学与社会工作系
责任编辑: 张宛丽

文章来源: 《社会学研究》2010年第5期

中国社会学网 www.sociology.cass.cn