

当代在校大学生恋爱认同 及行为选择的实证研究

王存同

摘要:本研究利用 2007-2009 年大学生学习与生活状况追踪抽样调查原始数据,运用定量模型及定性资料分析了在校大学生的恋爱行为及恋爱认同的影响因素,结果发现,大学生的恋爱选择及恋爱认同受大学生个体特征、社会交往及家庭因素的综合影响,其恋爱行为与认同感的差异是一种社会理性选择的结果。

关键词:大学生 恋爱认同 恋爱行为 影响因素

一、引言

在校大学生正处于身心转型及日益成熟的关键时期,恋爱自然也就成为不少大学生面临的现实问题。大多数学生对恋爱持认同态度,恋爱现象有大众化趋势(罗萍、封颖,2001;董彦禄,2010)。同时,随着大学生的恋爱观念日益开放与多元化,其恋爱根源也相当复杂。在校大学生不仅对恋爱的认识存在着差异,不同个体的恋爱选择、恋爱动机、恋爱态度千差万别,而且各种因素也在不同的水平和层次上影响着大学生的恋爱模式和恋爱态度。有人把恋爱作为爱情和婚姻的基础,也有人出于现实和功利目的进行恋爱,如生理与心理需要、排解空虚和寂寞、充实精神生活、作为事业的跳板、时尚攀比、从众心理等(Hendrick & Hendrick, 1986;蔡闯等,2007)。以往的研究发现,个人素质、性别、家庭和学校教育、社会环境等会对大学生恋爱产生影响(Worobey, 2001;钱铭怡等,2003;Neto, 2007;李扬,2009),个体所学专业、地域、父母学历、生活环境等也会影响他们的恋爱观的形成和发展(卢淑华,1997;徐安琪,2000;Pearce etc., 2010)。

本研究利用数据定量分析的方法,透过对当代大学生的恋爱认同、恋爱发生水平及影响因素的分析,试图验证所提出的基本假设,即大学生的恋爱认同及恋爱行为是其个体因素、社会交往及家庭环境等多因素综合作用的结果。

二、数据与方法

(一) 数据来源

本研究采用中央财经大学对 2007-2009 年大学生学习与生活状况追踪抽样调查的原始数据,调查对象为在校大学生,以个体为调查单位,抽样方法为分层、三阶段、整群及概率比例抽样,样本量每年约 1200 人,含 180 个调查项目,其中对大学生婚恋行为的测量为调查的重要内容之一。

(二) 研究方法

1. 二分类 logit 模型

针对“是否有恋爱行为”这一因变量(二分定类变量),本研究采用了二分类 logit 模型(Binary Logit Models)来进行其影响因素的分析与探讨。因这一模型较为常用,限于篇幅,不在这里展开介

① 本研究感谢中央财经大学“211 工程”三期重点项目(10SK101)、2010 年度国家社会科学基金项目(10CRK012)资助,并感谢中央财经大学社会发展学院社会学系余姣同学在文献查询等方面给予的大力帮助。

绍。

2. 定序变量 logit 模型

针对“在校大学生的恋爱认同”(1 = 非常反对、2 = 反对、3 = 无所谓、4 = 赞成、5 = 非常赞成)这一因变量(定序变量),本研究采用了定序变量 Logit 模型(Ordered Logit Models, OLM)。

对于定序因变量的处理,暗含了一个假设,即相邻两项(adjacent categories)之间的间距(intervals)是相等的。如李克特量表中,假设“非常赞成”和“赞成”之间的间距与“赞成”和“无所谓”之间的间距相等。现代统计学证明,利用线性回归模型对定序变量因变量进行拟合时,会导致估计有偏(Winship & Mare, 1984)。对于定序变量的处理,较为稳妥的方法是选择真正为它而设计的模型即定序 logit 模型或定序 probit 模型,统称为定序回归模型(Ordered Regression Models, ORM)(Powers & Yu, 2008)。

定序回归模型是对二分类 logit 模型的拓展。多个取值的定序回归模型和简单 logit 模型的逻辑类似,基本方程如下:

$$\log\left[\frac{p(y_i \leq j)}{1 - p(y_i \leq j)}\right] = T_j - a - bx_i$$

a 是截距项,也是一个常数,所以模型又可简化为:

$$\log\left[\frac{p(y_i \leq j)}{1 - p(y_i \leq j)}\right] = T_j - bx_i$$

定序变量 logit 模型又称为比例优势模型(proportional odds model),通过这个模型计算出的是累积发生风险,而不是为某一个特定取值的发生风险。累积发生比的计算也可简化如下:

$$P(y_i \leq j | x_i) = \frac{\exp(T_j - bx_i)}{1 + \exp(T_j - bx_i)}$$

对某一特定的 y_i 的预测就是:

$$\begin{aligned} P(y_i = j | x_i) &= P(y_i \leq j | x_i) - P(y_i \leq j - 1 | x_i) \\ &= \frac{\exp(T_j - bx_i)}{1 + \exp(T_j - bx_i)} - \frac{\exp(T_{j-1} - bx_i)}{1 + \exp(T_{j-1} - bx_i)} \end{aligned}$$

在这些公式中, P 为自变量 x_j 存在时的条件概率; a 为截距项; $x_1, x_2, x_3, \dots, x_i$ 为自变量; b 是在 i 个自变量条件下,针对 i 个因变量所对应的每个自变量的回归系数。虽然 logit 系数的解释很容易陈述,但并不便于理解,因而统计中常采用对回归系数求幂所得的发生风险(odds)来更好地解释系数。发生风险可以解释为,在控制其它变量时,自变量每增加一个单位,因变量的发生风险就增加 $\exp(b)$ 倍。更直观的解释是计算自变量每增加一个单位带来的发生风险比的比例变化。

间距值 T_j (cutting points, thresholds)是一组常数项,共有 $j - 1$ 个取值,可以看作是基准累积发生风险,即除了参照组之外的 $j - 1$ 个虚拟变量,在与参照组比较时得出的累积发生风险。

需要补充说明的一点是,在 logit 模型和 probit 模型中,选择哪一个来应用,更多是出于便利性的考虑,即两者区别不大。这里未采用 probit 模型,是因为 probit 在实际应用方面与 logit 十分相似,在数学上 logit 与 probit 模型的回归系数之间的关系相当于:

$$\beta_{\text{logit}} \approx 1.81\beta_{\text{probit}}$$

Probit 模型的优点是可以直接计算概率的预测值,而 logit 模型则直接报告发生风险比,但通过公式也可以折算概率预测值。由于数学特质不同,logit 与 probit 函数各自被推广到定序回归模型与

样本选择模型中,即 probit 模型可以解决因变量出现选择性偏倚(selectivity bias)的问题,这也是计量经济学家们喜好 probit 模型的主要原因之一。但 logit 模型,其函数简单易懂,对自变量的分布没有任何要求,且回归系数容易解释,因此深受社会科学研究者的青睐。

3. 因变量与自变量的选取

在二分类 logit 模型中,因变量设为“有无恋爱行为”。在定序变量 logit 模型中,将因变量设为“对恋爱的认同”,即非常反对、反对、无所谓、赞成与非常赞成。根据理论支持、文献回顾及单变量 Wald 检验,将性别、户口、年级、班干部、父母婚姻状态及父母社会经济地位(social economic status, SES)等变量拟纳入回归模型,并对因变量与自变量作如下描述:①

表 1 大学生恋爱行为与恋爱认同感回归模型中变量的选取、编码及描述

变量	频数	百分比	变量	频数	百分比
有无恋爱			年级		
无(=0)*	1958	70.69	一年级(=1)*	817	29.49
有(=1)	812	29.31	二年级(=2)	701	25.31
恋爱认同感			三年级(=3)	682	24.62
非常反对(=1)*	3	0.11	四年级(=4)	570	20.58
反对(=2)	92	0.32	班干部		
无所谓(=3)	1006	36.32	否(=0)*	2107	76.06
赞成(=4)	971	35.05	是(=1)	663	23.94
非常赞成(=5)	698	25.20	父母婚姻状态		
性别			在婚(=0)*	2560	92.42
男(=0)*	1012	36.53	不在婚(=1)	210	7.58
女(=1)	1758	63.47	父母 SES		
户口			低(=1)*	720	25.99
农村(=0)*	1159	41.84	中(=2)	1463	52.82
城市(=1)	1611	58.16	高(=3)	587	21.19

注:(1)标*者为分类变量的参照组。(2)表中分类变量报告频数及百分比,连续变量报告均值及标准差。(3)总案例数为 2770。

数据来源:2007-2009 年大学生学习与生活状况追踪抽样调查原始数据。

(三) 结果分析

1. 在校大学生恋爱行为的二分类 logit 回归结果

针对在校大学生有无恋爱行为的影响因素考察,本研究采用了二分类 logit 模型对数据进行处理,并对“嵌套模型”进行似然比检验,根据模型选择的简约原则②,最终选择了模型 2(见表 2)。

① 在普通定序 logit 模型(非分层模型)中,若含有高层变量(如父母 SES、婚姻状态等),因违背独立同分布的假定,易导致估计有偏,理应采用分层 logit 模型,但对此数据做随机效应的单因素方差分析时,发现层二(即高层变量)的变异占总变异的比例,也即组内相关系数(intra-class correlation)不足 5%,意味着层二所能解释方差的功能过小。当层二的方差解释比例不足 5%时,采用分层模型与采用普通定序 logit 模型对比,其估计结果基本一致(参见:Raudenbush & Bryk, 2001, Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods (2ed.), London: Sage Publication.),故本模型未采用分层 logit 模型。

② 模型选择的简约原则,即奥卡姆剃刀理论(Occom's Razor principles),主要是说自然界的规律呈简约性,简约才是真理的本质。简约也同时意味着模型中消除了一些冗余变量的干扰。冗余变量会导致重大的统计错误,如研究中会错过理论上有意义的发现、自由度的浪费、估计的精度下降等。参见:谢宇,2010,《回归分析》,社会科学文献出版社。

表 2 在校大学生恋爱行为的影响因素分析模型比较

变量	模型 1	模型 2	模型 3
回归系数(logit b)			
性别(以男性为参照组)	- 0.1692** (0.0885)	- 0.1703** (0.0884)	- 0.1619** (0.0881)
户口(以农村为参照组)	0.2744*** (0.0935)	0.2773*** (0.0934)	0.2546*** (0.0933)
年级(以一年级为参照组)			
二年级(= 2)	0.4169*** (0.1199)	0.4189*** (0.1198)	0.4100*** (0.1194)
三年级(= 3)	0.6538*** (0.1187)	0.6560*** (0.1187)	0.6325*** (0.1180)
四年级(= 4)	0.6792*** (0.1237)	0.6799*** (0.1237)	0.6621*** (0.1231)
班干部(以非班干部为参照组)	- 0.3767*** (0.1047)	- 0.3768*** (0.1047)	- 0.3963*** (0.1042)
父母婚姻状态(以在婚为参照组)	0.1057 (0.1591)	——	——
父母的 SES(以 SES 低为参照组)			
中(= 2)	0.2020** (0.1112)	0.1939** (0.1105)	——
高(= 3)	0.4888*** (0.1321)	0.4790*** (0.1313)	——
常数项	- 1.2262*** (0.1474)	- 1.2109*** (0.1455)	- 0.9469*** (0.1082)
对数似然比(Log likelihood)	- 1631.5233	- 1631.7417	- 1638.6172
嵌套模型检验(LR chi2 test)		2.97	13.75***

注：(1)因变量为是否恋爱,参照组为未恋爱。(2)括号内是标准误。(3)* * 表示 $p < 0.05$; * * * 表示 $p < 0.01$ 。
数据来源：2007 - 2009 年大学生学习与生活状况追踪抽样调查原始数据。

从表 2 中,可以看出模型 2 对数据的拟合程度较好(log likelihood = - 1631.7417, $p = 0.000$),自变量中的“性别”、“户口”、“年级”、“班干部”、“父母社会经济地位(SES)”等变量呈现显著统计学意义($p < 0.05$)。即在控制其它自变量的条件下,在校大学生因“性别”、“户口”、“年级”、“班干部”、“父母社会经济地位(SES)”等的差异导致了恋爱与否的显著统计学差异,这说明这些变量对于大学生的恋爱行为有一定影响作用。

就性别而言,在以男性为参照组、控制其它变量的条件下^①,女生恋爱的发生风险只是男生的 84.34%(= $e^{-0.1703}$);户口的不同也引起了恋爱行为的差异,城市学生恋爱的发生风险比农村学生高 31.91%(= $e^{0.277} - 1$);与一年级学生相比,随着年级的增高,学生有恋爱行为的发生风险逐年升高(1.5202; 1.9273; 1.9737);班干部谈恋爱的发生风险只是一般学生的 68.6%(= $e^{-0.3767}$);父母社会经济地位(SES)的差异也导致子女恋爱行为的差异,随着父母 SES 的不断提高,子女恋爱的发生风险逐步提高,父母 SES 中等的大学生,其恋爱行为的发生风险是父母 SES 低的学生的 1.2141 倍(= $e^{0.1940}$),父母 SES 高的大学生,其恋爱行为的发生风险是父母 SES 低的学生的 1.6144 倍(= $e^{0.4790}$)。

2. 在校大学生恋爱认同的定序变量 logit 回归结果

本研究采用了定序变量 logit 模型对在校大学生的恋爱认同感进行了影响因素的考察,并对“嵌

① 在本研究中,在解释自变量作用时,都是指在控制其它变量条件时与参照组的比较。

套模型”进行了似然比检验。根据模型选择的简约原则,最终选择了模型 3(见表 3)。

表 3 在校大学生恋爱认同感的影响因素分析模型比较

变量	模型 1	模型 2	模型 3
回归系数(logit b)			
性别(以男性为参照组)	- 0.2967*** (0.0736)	- 0.2985*** (0.0736)	- 0.2986*** (0.0735)
户口(以农村为参照组)	0.1481** (0.0760)	0.1515 (0.0759)	0.1768*** (0.0711)
年级(以一年级为参照组)			
二年级(= 2)	0.03871*** (0.0952)	0.0404*** (0.0952)	0.0457*** (0.0950)
三年级(= 3)	0.1943*** (0.1942)	0.1962*** (0.0954)	0.1979*** (0.0951)
四年级(= 4)	0.4845*** (0.1015)	0.4848*** (0.1015)	0.4848*** (0.1014)
班干部(以非班干部为参照组)	- 0.2943*** (0.0827)	- 0.2947*** (0.0827)	- 0.3066*** (0.0825)
父母婚姻状态(以在婚为参照组)	0.1006 (0.1319)	——	——
父母的 SES(以 SES 低为参照组)			
中(= 2)	0.0275 (0.0882)	0.0353 (0.0876)	——
高(= 3)	0.1821** (0.1095)	0.1723 (0.1087)	——
常数项(以非常反对为参照组)			
间距项 1(反对)	- 6.9978 (0.5887)	- 7.013 (0.5883)	- 7.040 (0.5834)
间距项 2(无所谓)	- 3.5086 (0.1542)	- 3.5239 (0.1530)	- 3.550 (0.1328)
间距项 3(赞成)	- .5621 (0.1194)	- 0.5776 (0.1177)	- 0.6065 (0.0899)
间距项 4(非常赞成)	0.9720 (0.1204)	0.9561 (0.1186)	0.9248 (0.0909)
对数似然比(Log likelihood)	- 3299.74	- 3300.0364	- 3302.6638
嵌套模型检验(LR chi2 test)		5.73(M1/M2)	5.25(M2/M3)

注:(1)因变量为恋爱认同感,参照组为“非常反对”。(2)括号内为标准误。(3)* 表示 $p < 0.05$; * * 表示 $p < 0.01$; * * * 表示 $p < 0.001$ 。

数据来源:2007 - 2009 年大学生学习与生活状况追踪抽样调查原始数据。

从表 3 中,可以看出模型 3 对数据的拟合程度较好(log likelihood = - 3302.6638, $p = 0.000$),自变量中的“性别”、“户口”、“年级”、“班干部”等呈现显著统计学意义($p < 0.05$)。即在控制其它自变量的条件下,在校大学生因“性别”、“户口”、“年级”、“是否班干部”等的差异引起了恋爱认同的显著统计学差异,这说明这些变量对于大学生的恋爱认同感有一定的影响作用。

就性别而言,在以男性为参照组、控制其它变量的条件下,可以看出,女生恋爱认同感的发生风险低于男生 $25.82\% (= 1 - e^{-0.2986})$;城市户口的大学生,其恋爱认同感的发生风险比农村学生高 $19.33\% (= e^{0.1768} - 1)$ 。随着年级的增高,对恋爱的认同感也在不断增高,如与一年级学生相比较,

二年级学生对恋爱的认同感增加了 4.68% ($= e^{0.046} - 1$), 三年级学生对恋爱的认同感增加了 21.89% ($= e^{0.1980} - 1$), 四年级学生对恋爱的认同感增加了 62.39% ($= e^{0.4848} - 1$)。班干部恋爱认同感的发生风险比一般学生低 26.41% ($= 1 - e^{-0.3066}$)。在国外大学生恋爱认同感的研究中, 父母的 SES 经常是重要的影响因素 (Pearce, 2010), 但在本模型中, 父母 SES 的不同并没有呈现出大学生恋爱认同感的显著统计学差异。

三、分析与讨论

从以上的分析可以看出, 大学生的性别、户口类别、所处年级、担任班干部情况以及父母的社会经济地位 (SES) 的差异导致了大学生恋爱行为选择上的统计学差异, 其中性别、户口、年级、班干部等特征的差异导致了大学生恋爱认同感的统计学差异, 表现为:

就发生恋爱行为的可能性来说, 相对于男性、城市、非班干部、高年级以及父母社会经济地位较高的大学生, 女性、农村、班干部、低年级以及父母社会经济地位较低的大学生发生恋爱行为的可能性较小。即具有男性、城市、非班干部、高年级以及父母社会经济地位较高特征的大学生更易于发生恋爱行为。

就大学生的恋爱认同感来说, 也存在着性别、城乡、是否班干部、年级等特征的统计学显著差异。相对于男性、城市、非班干部及高年级大学生, 女性、农村、班干部及低年级大学生对恋爱的认同感相对较低。即男性、农村、非班干部及高年级的大学生对恋爱的认同感较高。父母社会经济地位虽然在最终的简约模型 3 中没有呈现显著统计学差异, 但在本研究的定性访谈中可以发现, 来自社会经济地位较高家庭的大学生, 其自身的优越感也相对较高, 较为自信和开放, 并拥有较高的经济实力装扮自己, 更容易受到异性的青睐, 因而他们对恋爱的认同度更高, 较有可能产生恋爱行为。如:

“我父母还算有钱嘛, 比起穷的来说, 我自然能承担起谈恋爱的费用了。”

“你看我班某某某, 才三年级, 谈好几次恋爱了, 换女朋友像走马灯似的。为啥? 这还用说吗? (稍顿一下) 他爸是高干呗, 有资本谈恋爱啊。再说, 现在女生现实得很, 谁不想找个条件好的呀...”

根据本研究中的个案访谈, 并结合以往的理论研究成果可知, 父母的社会经济地位是影响大学生恋爱认同感的一个重要因素, 这与国外的研究结果基本一致 (Erwin, 1999; Neto, 2007)。之所以在本数据中未能纳入最终模型, 也不能向总体进行统计推断, 主要是样本的信息量不足所致。不过, 就本研究的定性访谈与定量分析的结果而言, 本研究依然可以得出如下结论, 即当代大学生的恋爱认同感及恋爱行为是其个体特征、家庭特征及社会环境、文化氛围等诸多因素合力作用的结果。

就大学生的恋爱选择和恋爱行为而言, 它们不仅仅是男女双方两情相悦、产生情感依赖和心理依恋的过程, 更是大学生作为独立个体进行理性选择的过程。大学生对于恋爱行为是否发生的选择以及对于恋爱对象的选择在一定程度上遵循“社会理性选择”的原则。所谓的“社会理性选择”的原则源于社会理性选择理论, 主要回答个人行动和系统行动的关系, 其界定的个人行动包括三个基本含义: 目的性、合理性以及利益最大化追求, 认为个体的行为选择是一种权衡利弊 (trade off)、以最小代价满足诉求的有限社会理性行为。但这种社会理性行为受到多方因素的制衡, 并不能达到“经济理性”中的“最优” (Pareto optimum), 只能达到一定条件限制下的“满意” (Simon, 1982; Coleman, 1990)。值得指出的是, 社会学中的理性选择理论与经济学中的理性选择有所不同, 经济学把经济生活中的人假定为追求经济利益最大化的“经济人”, 而科尔曼将“经济人”假设发展为“理性人”假设。“理性人”不仅追求经济利益最大化, 还会顾及权利、地位、声望、信任和评价等非经济因素, 这

些非经济因素也是其追求利益最大化的目标和内容。

恋爱认同及恋爱行为上的性别差异也正好反映了这样一个社会理性选择的事实,即相对于男大学生而言,女大学生发生恋爱的可能性较小,而男大学生在大学期间发生恋爱的可能性较大,且对恋爱的认同度比女性大学生高出 25.82%。造成这种现象的可能原因是:首先,由于女性受到社会文化的建构及性别社会化过程的影响,矜持羞涩的形象是社会对她们的期待,这种社会建构及性别角色会影响女大学生的恋爱认同感及恋爱行为:她们需要在某种程度上遵从这种文化建构。因此,女生更多的被期望具有保守、被动、温柔等气质,而男生却更多的被塑造成一种开放、自主、自信的形象,这使得男女大学生对待恋爱问题的态度产生一定差异;其次,家长的态度对男生和女生的恋爱行为选择和恋爱态度也会产生影响。通过个案访谈可以发现,女性大学生的家长通常不会鼓励女生谈恋爱,而男性大学生的家长对其恋爱情况较少进行干预,家长态度的差异也是影响大学生恋爱的一个重要因素;第三,我国传统的婚姻观念以及婚恋问题上的男女双重标准也会潜移默化地让女大学生的恋爱态度更趋于保守。传统社会文化对于女性名节和贞洁的重视,使得女大学生谈恋爱所承担的风险与可能付出的代价远远高于男大学生。此外,部分女大学生仍然将爱情和婚姻作为未来生活的保障,在恋爱选择和择偶上自然会更加谨慎和保守。值得一提的是,在择偶标准的调查选项中(多选题)发现,较多男大学生将女生的外貌作为择偶的首要标准(67.3%),其次是女生家庭的社会经济地位(30.1%)。而在问及是否将“对方家庭的社会经济地位作为择偶不可或缺的条件”时,男生答“是”的占 71.3%。女生则将“能谈得来”、“志同道合”放在择偶的首要标准(71.4%),将男生家庭的社会经济地位放在了第二位(25.6%)。这一研究结果与当下人们对青年女性的某种认识有一定的差异,即认为女性大学生群体较为功利、追求物质享受等观点并没有在本研究中得到支持。相反,男性大学生反而在恋爱选择上更趋于经济理性和功利化。这种结论无疑对现实中的女性偏见是一种纠正,亦是本研究与其它研究结论的不同之处。第四,从理性选择的研究角度出发,尽管大学校园中的恋爱是“快餐式”的,男女双方的恋爱行为也都具有一定的从众心理。就男生而言,荷尔蒙分泌较为旺盛,再加上携有“没有女朋友会让人看不起”的心理,出现男大学生的恋爱可能性高于女大学生的现象也就不足为奇。

这种理性选择也同样表现在其它特征上。如不同生源地大学生的恋爱行为有显著不同,拥有城市户口的大学生恋爱发生水平比农村户口的学生高,城市大学生对恋爱的认同感也高于农村大学生。这种现状的原因可能在于城市大学生家庭经济状况较为优越,受到媒体等的外界影响较多,性启蒙、性教育与性发育相对较早。对恋爱的需求也相对高于农村学生,追求情感上的满足遂成为城市学生实现其“利益”的优先路径。所以,相比农村大学生,他们更容易在大学期间发生恋爱行为。而农村学生对知识的渴求较高或囿于生活条件的限制,他们的理性选择是积累更多的人力资本,因而自我提升的路径多依赖于学习或自我发展。所以,农村学生的最优选择并非在大学期间进行恋爱,而是把有限的时间投入到对他们而言收益更大的活动之中。此外,随着年级的增高,大学生恋爱的可能性在增大,其恋爱的认同感也在逐渐增强。这一结论与我们的一般认识并不相符。在人们以往的刻板印象中,倾向于认为低年级的学生相对于高年级的学生更有可能谈恋爱。因为进入大学一年级后,中学时期的束缚得到解放,高考压力消除,加上对恋爱的好奇心和新鲜感促使更多的新生去追求爱情。但是,本研究结论却与之相反,认为高年级的大学生才更有可能恋爱,且对恋爱的认同感高。一方面是因为低年级大学生的恋爱观念还保留着高中时代的烙印,相对保守;另一方面是因为低年级学生进入大学不久,对大学生活较为陌生,对新生活的适应还需要一个调适过程,且丰富的社团等课余活动挤占了较多的时间,可能会使低年级学生无暇顾及恋爱活动。随着年级的升高、环境的熟悉、学习的适应、同学交流的增多及理解的加深,男女大学生之间自然更容易产生爱情。此外,部分学生的从众心理及同伴压力再加上身心发育更为成熟、对异性的渴望相应增加,也使得高年级的大学生更有可能谈恋爱。

对于干部身份这一影响因素来说,通过回顾以往文献发现,班干部较早且较多地进行恋爱。其主要原因是:首先,班干部拥有相对较为广阔的交往圈和丰富的人际关系,其社会网络资源丰富,结识

异性的机会较普通同学多;其次,班干部通常被视为校园精英,他们的人际吸引力较强,恋爱机会较大,因而班干部更有可能谈恋爱(风笑天,1982;石海燕,2004)。但本研究结论却与此前有所不同,认为班干部恋爱的可能性与恋爱的认同感都比普通同学低。从理性选择的理论角度出发,本研究认为,出现这种现象的原因,一是班干部所承担的学生工作一般较为繁重,缺乏足够的时间和精力谈恋爱;二是班干部从学生工作中获得工作经验和社会资本较多,其收益与回报大于谈恋爱所得收益;三是班干部在一定程度上具有较高的校园精英认同感,对于恋爱对象的要求相应较高,即对恋爱所得的回报要求也较高,这也降低了其恋爱发生的可能性。因此,班干部更愿意将时间和精力花费在学生工作中而无暇顾及恋爱,导致班干部恋爱的可能性及恋爱认同感低于非班干部学生。

虽然模型中父母的社会经济地位(SES)并没有验证大学生恋爱认同感的差异,但该因素对于大学生是否选择恋爱行为呈现出显著统计学差异。其实,家庭社会经济地位状况也更多地体现了形式理性对于大学生恋爱选择的影响。从本研究的结果可知,父母的SES对大学生的恋爱可能性存在显著的影响,父母SES较高的大学生,其发生恋爱行为的可能性较大,反之亦然。不可否认的一个社会事实是,当代大学生恋爱行为中的功利化色彩越来越凸显。对于青年来说,家庭经济收入高意味着可以拥有一个较为优越的成长环境,物质需求相对容易能获得满足。而恋爱不仅是两人情感上的交流,更需要担负一定的经济成本,而父母社会经济地位高的大学生拥有较多的社会经济资源,在恋爱对象的选择上就会有相对较大的自主性和控制权。因而,家境较好的学生更有可能进行恋爱。此外,也有不少大学生在选择恋爱对象时把对方的家庭经济状况作为一个重要的参考因素,这也反映了大学生恋爱行为中理性选择的出发点。

参考文献:

- 蔡闽、王兵、左绿化,2007,《当代女大学生恋爱观和性观念调查分析》,《中国性科学》第1期。
- 董彦禄,2010,《当代大学生“恋爱”现状的调查研究》,《时代教育(教育教学刊)》第1期。
- 风笑天,1982,《低年级大学生的恋爱问题》,《青年研究》第10期。
- 李扬,2009,《大学生恋爱观的性别差异浅析——以北京市某些高校为例》,《河北师范大学学报(教育科学版)》第12期。
- 卢淑华,1997,《婚姻观的统计分析变迁研究》,《社会学研究》第2期。
- 罗萍、封颖,2001,《从性别视角看当代大学生的婚恋观念》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第5期。
- 钱铭怡、王易平、章晓云、朱松,2003,《十五年来中国女性择偶标准的变化》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第5期。
- 石海燕,2004,《从交换论视角看大学生恋爱观》,《理论界》第5期。
- 徐安琪,2000,《择偶标准:五十年变迁及其原因分析》,《社会学研究》第6期。
- 曾庆东,2008,《女大学生的恋爱心理调查及其对策——对当代女大学生恋爱心理的调查分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 赵然、方晓义、金玛丽、双赫,2004,《女大学生情感现状调查分析及应对策略》,《山东省青年管理干部学院学报》第3期。
- Coleman, J. S. 1990, *Foundations of Social Theory*. Cambridge, MA: Belknap Press of Harvard University Press.
- Erwin, P. G. 1999, “Love attitudes and romantic involvement: A replication and extension”, *Perceptual and Motor Skills*. Vol. 88(1).
- Hendrick, C. & Hendrick, S. 1986, “A theory and method of love”, *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 50(2).
- Neto, F. 2007, “Love styles: A cross-cultural study of British, Indian, and Portuguese college students”, *Journal of Comparative Family Studies*, Vol. 38(2).
- Pearce, A. R., Chuikova, T. Ramsey, A. Galyautdinova, S. A. 2010, “Positive psychology perspective on mate preferences in the United States and Russia”, *Journal of Cross-Cultural Psychology*, Vol. 41(5-6).
- Powers D. A. & Yu Xie. 2008, *Statistical Methods for Categorical Data Analysis* (2ed.). Emerald Group Publishing.
- Simon, H. 1982, *Models of Bounded Rationality*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Winship, C. & Mare, R. D. 1984, “Regression models with ordinal variables”, *American Sociological Review*, Vol. 49(4).
- Worobey, J. 2001, “Associations between temperament and love attitudes in a college sample”, *Personality and Individual Differences*, Vol. 31(3).

作者单位:中央财经大学社会发展学院

责任编辑:李春玲