



Munich Personal RePEc Archive

**Age at marriage and marital stability:
evidence from a regression discontinuity
design**

Zhang, Chuanchuan

China Center for Economic Research, Peking University

25 April 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/38809/>

MPRA Paper No. 38809, posted 23 May 2012 14:47 UTC

结婚年龄与婚姻的稳定性：来自断点回归的证据

摘要 利用我国婚姻政策的外生性变动，本文首次在拟自然实验的条件下估计了结婚年龄对婚姻稳定性的影响。1981年1月1日，我国开始施行新的婚姻法，对结婚年龄做出了新的规定。通过限制样本在1981年前后结婚的人群，采用断点回归估计方法，本文发现结婚年龄越大，离婚的概率越高。结婚年龄每推迟1年，城乡居民离婚的概率增大大约3至6个百分点。相反的是，传统的OLS估计结果显示结婚年龄的推迟或者对婚姻稳定性没有影响或者增大了婚姻的稳定性，表明OLS估计存在严重的遗漏变量偏倚。本文的研究表明，结婚年龄的推迟是近年来我国离婚率不断上升的一个重要原因。

关键词 结婚年龄 离婚率 断点回归

Age at Marriage and Marital Stability: Evidence from a Regression

Discontinuity Design

Abstract: Exploiting the exogenous shock of change of marriage law, this paper estimates a quasi-natural experimental effect of age at marriage on marital stability for the first time. A new Marriage Law came into force in Jan. 1, 1981 in China, with new requirement on age at marriage. Using a regression discontinuity design by restricting sample to those married just before and after 1981, this paper finds that probability of divorce increases by age at marriage. One year delay of age at marriage increases the probability of divorce by 3 to 6 percentage points. On the contrary, the results from conventional OLS estimation show that delay of age at marriage either has no effects or has a small positive effect on marital stability, suggesting the OLS estimates suffer from severe omitted variable bias. This study suggests that increase in age at marriage is one important cause of the increase of divorce rates during recent year in China.

Key words: Age at marriage; Divorce rate; Regression discontinuity

JEL: J12 K36 Z13

一、引言

近年来我国离婚率不断攀升，粗离婚率由 2000 年的 0.96‰ 上升到了 2010 年的 2‰，年均增长率为 7.6%。¹“中国式离婚”正成为媒体和社会舆论关注的焦点之一。²离婚会带来诸多的社会经济问题，离婚不仅仅影响到夫妻双方的健康、工作和收入，还影响到子女的健康、教育和未来发展（Amato 2010）。社会舆论认为我国离婚率的上升起因于收入水平的提高和社会观念特别是女性婚姻观念的转变，但是目前还缺乏解释我国离婚率上升的严格的学术研究。在少数涉及离婚率的研究中，杜凤莲（2010）和高梦滔（2011）均发现外出务工是农村离婚率上升的一个重要因素。Sun（2010）有关离婚成本和出生性别比的研究显示，2001 年我国婚姻法修订中有关离婚的规定降低了女性离婚成本，导致了离婚率的上升。³

与婚姻稳定性密切相关的一个变量是结婚年龄。⁴无论在理论上还是在实证上，都有研究表明结婚年龄对婚姻的稳定性的影响。理论上，过早结婚会导致婚姻不稳定，因为在这种情况下婚姻双方缺乏足够的信息，对婚姻也存在错误的预期，是不成熟的（Becker et al. 1977; Oppenheimer 1988）。但是另一方面，在年龄较大时若尚未结婚，可能因形势所迫而匆忙结婚导致差的婚姻匹配，在这种情况下，结婚时年龄越大，婚姻反而越不稳定（Becker et al. 1977; Weiss and Willis 1997）。在实证上，许多研究表明过早的结婚与高的离婚风险相关（Martin and Bumpass 1989; Bumpass et al. 1991; Teachman 2002; Rotz 2011）。但是，最近由 Lehrer（2008）和 Lehrer and Chen（2011）使用美国数据所做的经验研究发现结婚年龄与婚姻稳定性之间存在非线性关系，结婚年龄与离婚倾向之间的负向关系仅在较低年龄段存在。此外，尽管以往的经验研究表明结婚年龄与婚姻稳定性相关，还不能就此认为结婚年龄对婚姻的稳定性的影响有因果性（Amato 2010）。影响婚姻稳定性的因素众多，结婚年龄不同的个体之间在社会经济特征方面存在显著差异，通常的经验研究都存在遗漏变量和样本选择问题。最近由 Rotz（2011）所做的研究尝试使用工具变量法来识别结婚年龄对离婚率的因果性效应，发现不考虑内生性问题的传统估计方法高估了结婚年龄与离婚率之间的负相关效应。

（此处插入图 1）

与离婚率的不断上升相伴随的是，我国居民的结婚年龄自上世纪 80 年代中期开始不断上升（图 1）。1985 年到 2005 年的二十年间，城乡居民结婚年龄推迟了两到三年。本文的目的在于考察我国居民结婚年龄同婚姻稳定性之间的关系。目前还没有经验研究考察我国居民结婚年龄同婚姻稳定性之间的关系，本文的研究填补了这一空白。利用 1980 年新婚姻法关于结婚年龄的规定，本文在断点回归（Regression Discontinuity，简称 RD）的框架下采用两阶段最小二乘法（2SLS）估计了结婚年龄对离婚发生概率的因果效应。采用传统的普通最小二乘（OLS）估计所得到的结果显示结婚年龄或者与离婚发生的概率没有显著关系，或者只有微弱的负向关系，但是 RD 框架下的估计结果显示，结婚年龄与离婚发生的概率显著正相关，结婚时年龄越大，离婚的概率越大。这表明传统的 OLS 估计结果存在严重的内生性偏倚。

本文其余部分的结构安排如下：第二节介绍计量模型；第三节介绍所使用的数据和相关变量的定义；第四节给出实证分析结果以及对计量方法有效性的检验；第五节总结全文。

二、计量模型

¹ 数据来自 2011 年中国统计年鉴。

² 例如 http://news.xinhuanet.com/politics/2011-06/23/c_121572237.htm。

³ 此处“离婚率”指经济个体离婚发生的概率，与人口学中“离婚率”的标准定义略有差异，本文对此不作区分。

⁴ 本文所指结婚年龄均指初次结婚时年龄，在表述上对结婚年龄和初婚年龄不做区别。

本文采用两种方法估计结婚年龄对婚姻稳定性的影响。第一种方法是传统的 OLS 估计方法，具体的，本文估计如下线性概率模型（LPM）：

$$Divorce_i = \beta_0 + \beta_1 MAGE_i + \beta_3 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中 $Divorce_i$ 为反映婚姻状态的 0-1 变量，若离婚则取值 1，否则为 0， $MAGE_i$ 是个体 i 的结婚年龄， X_i 是一组控制变量， ε_i 为干扰项。

OLS 估计量的一致性依赖于很强的假定，即在加入有限的控制变量 (X_i) 后， $MAGE_i$ 是外生的，与其他影响离婚概率的因素不相关。由于同时影响到结婚年龄和婚姻稳定性的变量很多，而数据信息有限，我们能够控制的变量很少，结婚年龄的外生性假定很难满足，OLS 回归无法取到一致估计。

本文的第二种识别策略是在 RD 回归设定下估计结婚年龄对婚姻稳定性的因果性影响。RD 估计方法在 90 代后期以来得到了广泛的关注和应用。⁵ 这种方法通常利用由外生性制度安排所造成的变量的非连续性变动来识别因果效应。以本文所利用的婚姻法政策调整为例：1981 年以前，延续七十年代的晚生晚育政策，我国居民结婚年龄普遍较高，1981 年新的婚姻法开始实施，规定男满 22 周岁女满 20 周岁即可结婚，从而导致了随后结婚人群结婚年龄的突然下降，即出现了结婚年龄的非连续性跳跃。在 RD 方法的假定下，其他可能被遗漏的控制变量在政策发生时点是连续的，如果离婚率同时在该时点发生非连续性跳跃，则认为其变动来源于结婚年龄的变动。

在 RD 的模型框架下，根据 Lee and Lemieux (2008)，我们可以采用参数估计方法估计局部线性回归：

$$MAGE_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_3 X_i + \alpha_4 (y_i - z) + \alpha_5 (y_i - z) D_i + u_i \quad (2)$$

$$Divorce_i = \beta_0 + \beta_1 MAGE_i + \beta_3 X_i + \beta_4 (y_i - z) + \beta_5 (y_i - z) D_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Divorce_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_3 X_i + \alpha_4 (y_i - z) + \alpha_5 (y_i - z) D_i + u_i \quad (4)$$

其中 $z - b \leq y_i < z + b$ 。 b 为带宽 (bandwidth)，表示选择的样本人群的初婚年份区域的大小。 D_i 为指示变量，如果初婚年份等于或迟于 1981 年就取值为 1，否则为 0，即 $D_i = 1(y_i \geq z)$ 。为确保 RD 设定的有效性，在限制样本在局部区域的同时，(2)-(4) 式中还加入了 $(y_i - z)$ 和 $(y_i - z) D_i$ 两项，用于进一步控制断点前后初婚年份的连续性效应。在 2SLS 的框架下，(2) 式为一阶段回归，(3) 式为主回归，即二阶段回归方程，(4) 式为简化型回归 (reduced-form)。如果 RD 设定是有效的，2SLS 回归所得到的估计量就是一致估计，可以避免由于遗漏变量所导致的内生性问题。为了验证 RD 设定的有效性，在文章的实证分析部分，我们将报告不同带宽选择下的局域估计值以验证估计结果的稳健性，并对控制变量的连续性进行检验。在理想的状况下，如果带宽足够小，其他不通过结婚年龄直接对婚姻稳定性产生影响的控制变量在政策发生时点都应该是连续的。

三、数据和变量定义

本文所使用的数据是 2005 年 1% 全国人口抽样调查的 20% 微观子样本数据。⁶ 根据初婚年份和月份信息，我们构造以季度为基本单位的初婚年份信息。通过精确到季度，我们能够更好的划分政策实施前后的人群。RD 方法的有效性要求将样本限制在政策变动前后一个很短的区域 (带宽) 内。这一区域越小，RD 方法有效的假定，即其他变量在政策发生时点连续，就越可能成立，另一方面，所选择的带宽越小，样本量就越少，从而降低估计的有效性。借助于人口抽样调查数据的大样本特性，本文只选取初婚年份在 1981 年前后两年的人群作

⁵ 对 RD 方法的理论介绍和讨论参见 Hahn, Todd and Klaauw (2001), Imbens and Lemieux (2008), Lee and Card (2008), Lee and Lemieux (2009)。近年来采用 RD 方法的一些实证研究参见 Lalive (2008), Lee (2008), Card et al. (2009), Kahn and Mansur (2010), Lee and Mas (2011), 雷晓燕、谭力和赵耀辉 (2010)。

⁶ 根据国家统计局的抽样数据公报，这次全国人口抽样调查的最终样本规模为总人口的 1.31% 而非 1%，见 http://www.stats.gov.cn/tjgb/rkpcgb/qgrkpcgb/t20060316_402310923.htm。

为回归分析所采用的样本。由于本文考察的是结婚年龄对婚姻稳定性的影响，我们剔除掉从未结过婚的人群。根据受访者当前的婚姻状况，我们定义一个反映是否离婚的虚拟变量，如果受访者处于离婚状态或者虽然有配偶但是属于“再婚有配偶”则该变量取值为 1，否则为 0。在回归中我们控制受访者的教育水平。根据受访者受教育状况，本文将教育水平划分为未上过学，小学学历，初中学历和高中学历四类，其中高中学历包括高中及高中以上学历。

(此处插入表 1)

对于本文所使用样本的统计性描述在表 1 中给出。有大约 3.6% 的农村居民和大约 6% 的城镇居民在调查时点处于离婚状态或曾经离婚。农村男性和农村女性的初婚年龄分别为大约 24 岁和 22 岁，分别比城镇男性和城镇女性低大约两岁。城乡居民平均初婚年龄都远高于法定的最低结婚年龄。

我国城镇户籍居民和农村户籍居民在婚姻观念上差异明显，这也反映在初婚年龄和离婚发生的概率上（表 1）。此外，婚姻法对男性和女性结婚年龄的规定不同，而男性和女性的婚姻观念同样存在差异。因此，本文实证部分的分析分性别和户籍分别进行。

四、实证结果

（一）婚姻法对结婚年龄和婚姻稳定性的影响

在本小节，我们报告新婚姻法的实施对结婚年龄和婚姻稳定性的影响，即估计方程（2）和方程（4）。（2）式估计结果决定着一阶段回归的有效性，并和（4）式的估计结果一道直观的体现了 RD 方法的识别策略。

(此处插入图 2)

图 2 直观的显示了新婚姻法的实施对结婚年龄的影响。具体的，图 2 展示了在 1981 年前后结婚的人群在结婚时的年龄。在新婚姻法开始实施的 1981 年，结婚人群的结婚年龄出现了明显的断点。1981 年以前，由于 70 年代对晚婚晚育的提倡，我国居民的结婚年龄不断推迟。1981 年 1 月 1 日起，新的婚姻法开始实施，规定男满 22 周岁女满 20 周岁即可结婚，结婚年龄因此出现了突然的下降。图 2 显示，无论是农村居民还是城镇居民，无论是男性还是女性，结婚年龄在 1981 年后都出现了明显下降。

(此处插入表 2)

表 2 A 部分报告了（2）式的局域回归结果。与图 2 所显示的结果一致。1981 年及以后结婚的人群结婚年龄出现了显著的下降。考虑到各地区法律实施和执行的强度可能不同，本文在所有回归中都控制了城市固定效应。此外，为了提高估计的效率，还控制了教育水平。理论上，是否加入其他控制变量并不会对 RD 估计结果的一致性产生影响（Lee and Lemieux 2009）。⁷在限制样本为 1981 年前后一年结婚时 (+/-1)，新结婚法的实施使农村居民的结婚年龄显著提前了大约 0.2 年，城镇居民结婚年龄显著提前了 0.3 年以上。在放宽带宽为前后两年时，仍然得到了显著的估计结果。

我们接下来分别以图形和回归的方式给出简化型（reduced-form）结果。RD 识别策略的关键就在于在政策时点，我们关心的自变量和因变量同时发生了跳跃。如果结婚年龄确实对婚姻稳定性有显著的因果性影响，那么在结婚年龄发生跳跃的地方，反映婚姻稳定性的离

⁷ 这一点在后面的 2SLS 估计中可以看到，是否加入控制变量基本上不影响估计结果。

婚概率也应该出现跳跃。

(此处插入图 3)

图 3 直观的显示了新婚姻法的制定对离婚概率的影响。可以明显看到在 1981 年处离婚的概率有所下降。表 2 B 部分的局域回归结果进一步证实了图 3 的分析。在所有样本组别中，初婚年份在 1981 年及以后的，离婚的概率都显著下降了。

(二) 结婚年龄对婚姻稳定性的影响

在本小节，我们估计结婚年龄对婚姻稳定性的影响。我们同时报告 OLS 估计结果((1)式)和 RD 框架下的 2SLS 估计结果((2) - (3)式)。

(此处插入表 3)

表 3 A 部分为 OLS 估计结果。在农村男性样本中，控制教育水平以后，结婚年龄与婚姻稳定性之间有显著的正向关系，结婚年龄每增加一岁，离婚的概率减少 0.1 个百分点。在农村女性样本中，结婚年龄与婚姻稳定性之间没有显著关系。对于城镇居民，无论男性还是女性，结婚年龄都与婚姻稳定性显著正向相关，且在女性样本中相关性更强。由于无法完全控制除结婚年龄以外的影响婚姻稳定性的其他因素，例如家庭特征，地区婚嫁风俗等，OLS 回归结果可能存在遗漏变量偏倚。

表 3 B 部分报告了 RD 估计结果。在所有组别中结婚年龄都对婚姻稳定性有显著的负向影响，结婚年龄的推迟会显著增大离婚的概率。对农村男性而言，结婚年龄每推迟一岁，会导致离婚发生的概率上升 2.8 至 3.5 个百分点(因选取的带宽不同而略有差异)，加入控制变量后其系数有略微的增大。对于农村女性，结婚年龄每推迟一岁，导致离婚发生的概率上升 4.4 到 4.8 个百分点，是否控制教育对估计值几乎没有任何影响。在城镇男性样本中，结婚年龄每推迟一岁，离婚发生的概率增加 6.2 到 6.4 个百分点，在 5%水平上统计显著，加入控制变量后，系数大小没有发生变化。对于城镇女性，结婚年龄推迟一年会使离婚发生的概率增加 5.4 到 6.2 个百分点，加入控制变量后，系数大小基本没有变化。

就表 3 B 部分的估计结果来看，结婚年龄越大，则离婚的概率越大。结婚年龄对婚姻稳定性的影响在农村女性和城镇男性群体中更显著，效果也略大。不同带宽选择下，结婚年龄都对离婚概率有显著的正向影响，表明回归结果是稳健的。本文的估计结果不同于早期针对结婚年龄和婚姻稳定性关系所进行的研究。早期研究均发现过早的结婚会导致离婚率上升，但是这些研究都没有考虑回归中的遗漏变量问题，在仅仅控制收入和劳动供给以及子女数量等家庭特征的情况下并不能保证得到对结婚年龄效应的无偏估计。例如，对于那些对婚姻更为重视，并因此而结婚晚的人显然也更不容易使婚姻破裂，在不能控制这一个人性格特征的情况下去估计结婚年龄对婚姻稳定性的影响会有正向偏倚。对比表 3 A 部分和 B 部分的估计结果，可以明显看出 OLS 估计的有偏性。表 3 A 部分的 OLS 估计结果同早期考察结婚年龄和婚姻稳定性关系的文献所得到的结果一致，即结婚年龄越小，则离婚概率越高。但是在解决遗漏变量问题以后，结婚年龄越高，婚姻越不稳定。此外，还需要注意的是，与以往针对其他国家的研究不同的是，近年来我国性别失衡加剧，再加上生活压力增大和房价上升等因素的存在，婚姻市场的竞争日趋激烈(Ebenstein and Sharygin 2009; Wei and Zhang 2009)。在这种情况下，结婚年龄的推迟主要是受迫于客观条件，而不是为了更好的了解对方，这一点更符合 Becker et al.(1977)关于结婚年龄推迟会引起离婚率上升的理论假说。

(三) 对 RD 估计有效性的进一步检验

在本小节，我们对控制变量的连续性进行检验。我们分别检验是否为小学学历、初中学

历和高中学历三个变量在政策时点附近的连续性。对于不直接受到结婚年龄影响的控制变量，在 RD 设定的有效性假设满足时，不应该在政策时点出现断点。回归方程的设定同（4）式，不同的只是被解释变量。回归结果在表 4 中给出。总体来看，在所有组别中，这三个反应教育水平的虚拟变量都与新婚姻法的实施没有显著关系。唯一的一处例外是针对城镇女性是否拥有高中学历的回归，且估计值仅在所选取带宽较宽时显著。之所以如此，可能是由于是否拥有高中学历直接受到了结婚年龄的影响，由于女性结婚较早，而我们所定义的高中学历包括大学学历，结婚决策可能直接影响到了教育决策。

(此处插入表 4)

五、结论

本文利用 1981 年新婚姻法的实施对结婚年龄的外生性冲击，使用 2005 年 1% 全国人口抽样调查数据的微观子样本数据，在断定回归设定下研究了结婚年龄对婚姻稳定性的影响。实证结果表明结婚年龄越大，离婚的发生的概率越高。结婚年龄每延后一岁，离婚的概率增加 3 至 6 个百分点。此外，对比 RD 估计结果和传统的 OLS 回归结果，我们发现 OLS 估计存在严重的遗漏变量偏倚。通过利用婚姻政策的外生性变动，本文首次在拟自然实验的条件下估计了结婚年龄对婚姻稳定性的因果性效应，有效地避免了以往经验研究中可能存在的内生性问题。

近年来，我们城乡居民离婚率不断上升，对家庭生活和社会经济都造成了负面影响，然而目前还没有经验研究系统的考察我国居民离婚率上升的原因。与此同时，上世纪八十年代中期以来，我国居民结婚年龄不断推迟。本文的研究表明，近三十年来结婚年龄的推迟是我国居民离婚率上升的一个重要原因，这为理解近年来我国离婚率变动和估计当前结婚年龄延迟对未来离婚率走势的影响提供了的经验证据。诚如本文引言部分所提到的，影响婚姻稳定性的因素众多，包括个人、家庭和社会各方面因素，对我国居民离婚率变动趋势的全面理解还有待于更多的经验研究。

参考文献

- [1]Amato, Paul R., “Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments”, *Journal of Marriage and Family*, 2010, 72: 650-666.
- [2]Becker, Gary, Elisabeth M. Landes and Robert T. Michael. “An Economic Analysis of Marital Instability”, *Journal of Political Economics*, 1977, 85(6): 1141-1187.
- [3]Bumpass Larry L., Teresa Castro Martin, and James A. Sweet, “The Impact of Family Background and Early Marital Factors on Marital Disruption”, *Journal of Family Issues*, 1991, 12(1): 22-42.
- [4]Card, David, Carlos Dobkin, and Nicole Maestas, “Does Medicare Save Lives?” *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(2): 597-636.
- [5]杜凤莲, “中国城乡劳动力流动对婚姻稳定性的影响”, 《经济社会体制比较》, 2010年第5期, 第105-112页。
- [6]Ebenstein, Avraham Y. and Ethan Jennings Sharygin, “The Consequences of the “Missing Girls” of China”, *World Bank Economic Review*, 2009, 23(3): 399-425.
- [7]高梦滔, “农村离婚率与外出就业: 基于中国 2003—2009 年村庄面板数据的研究”, 《世界经济》, 2011年第 10 期, 第 55-69 页。
- [8]Hahn, Jinyong, Petra Todd and Wilbert van der Klaauw, “Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design”, *Econometrica*, 2001, Vol. 69, No.1, pp. 201-209.
- [9]Imbens, Guido W. and Thomas Lemieux, “Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice”, *Journal of*

Econometrics, 2008, 142: 615-635.

[10]Kahn, Matthew E. and Erin T. Mansur, "How Do Energy Prices, and Labor and Environmental Regulations Affect Local Manufacturing Employment Dynamics? A Regression Discontinuity Approach", *NBER Working Paper*, 2010, No. 16538.

[11]Lalive, Rafael, "How Do Extended Benefits Affect Unemployment Duration? A Regression Discontinuity Approach", *Journal of Econometrics*, 2008, 142: 785-806.

[12]Lee, David S., "Randomized Experiments from Non-Random Selection in U.S. House Election", *Journal of Econometrics*, 2008, 142: 675-697.

[13]Lee, David S. and Alexandre Mas, "Long-run Impacts of Unions on Firms: New Evidence from Financial Markets, 1961-1999", *Quarterly Journal of Economics*, 2011, Forthcoming.

[14]Lee, David S. and David Card, "Regression Discontinuity Inference with Specification Error", *Journal of Econometrics*, 2008, 142: 655-674.

[15]Lee, David S. and Thomas Lemieux, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *NBER Working Paper*, 2009, No. 14723.

[16]Lehrer, Evelyn L., "Age at Marriage and Marital Instability: Revisiting the Becker-Landes-Michael Hypothesis", *Journal of Population Economics*, 2008, 21: 463-484.

[17]Lehrer, Evelyn L. and Yu Chen, "Women's Age at First Marriage and Marital Instability: Evidence from the 2006-2008 National Survey of Family Growth", *IZA Discussion Paper*, 2011, No. 5954.

[18]雷晓燕、谭力和赵耀辉, "退休会影响健康吗?" 《经济学(季刊)》, 2010年第4期, 第1539-1558页。

[19]Martin, Teresa Castro, Larry L. Bumpass, "Recent Trends in Marital Disruption", *Demography*, 1989, 26(1): 37-52.

[20]Oppenheimer, Valerie Kincade, "A Theory of Marriage Timing", *American Journal of Sociology*, 1988, 94: 563-591.

[21]Rotz, Dana, "Why Have Divorce Rates Fallen? The Role of Women's Age at Marriage", 2011, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1960017>.

[22]Sun, Ang, "Divorce, Abortion and Sex Ratio at Birth: The Effect of the Amended Divorce Law in China", 2010, Available at: http://www.econ.brown.edu/students/Ang_Sun/research/job_market_paper.pdf.

[23]Teachman, Jay D, "Stability across Cohorts in Divorce Risk Factors", *Demography*, 2002, 39: 331-351.

[24]Wei, Shang-jin and Xiaobo Zhang, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China", *NBER Working Paper*, 2009, No. 15093.

[25]Weiss Yoram and Robert J. Willis, "Match Quality, New Information, and Marital Dissolution", *Journal of Labor Economics*, 1997, 15(1): S293-S329.

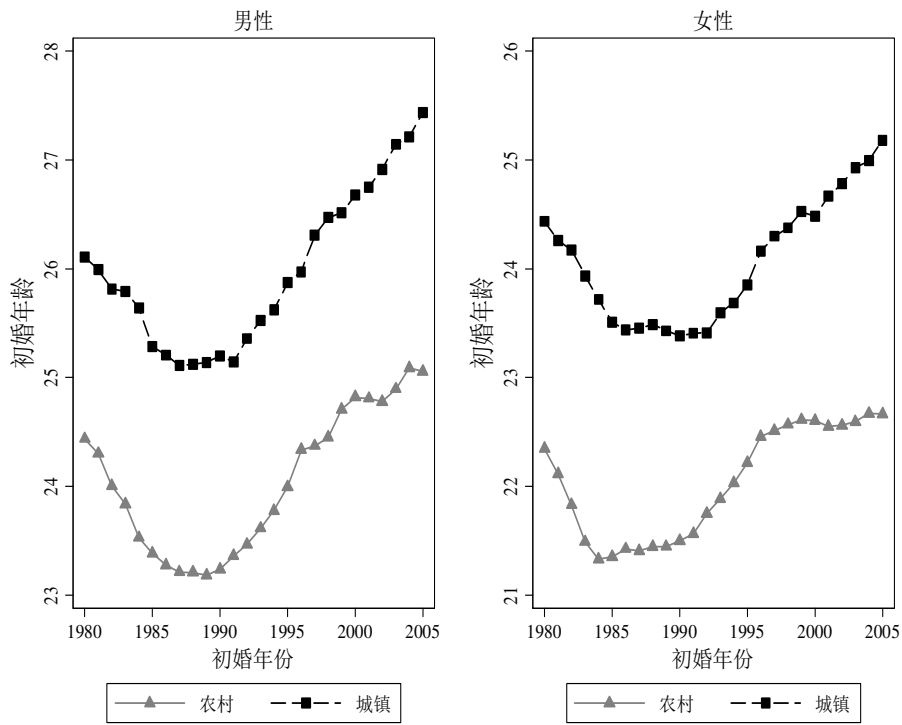
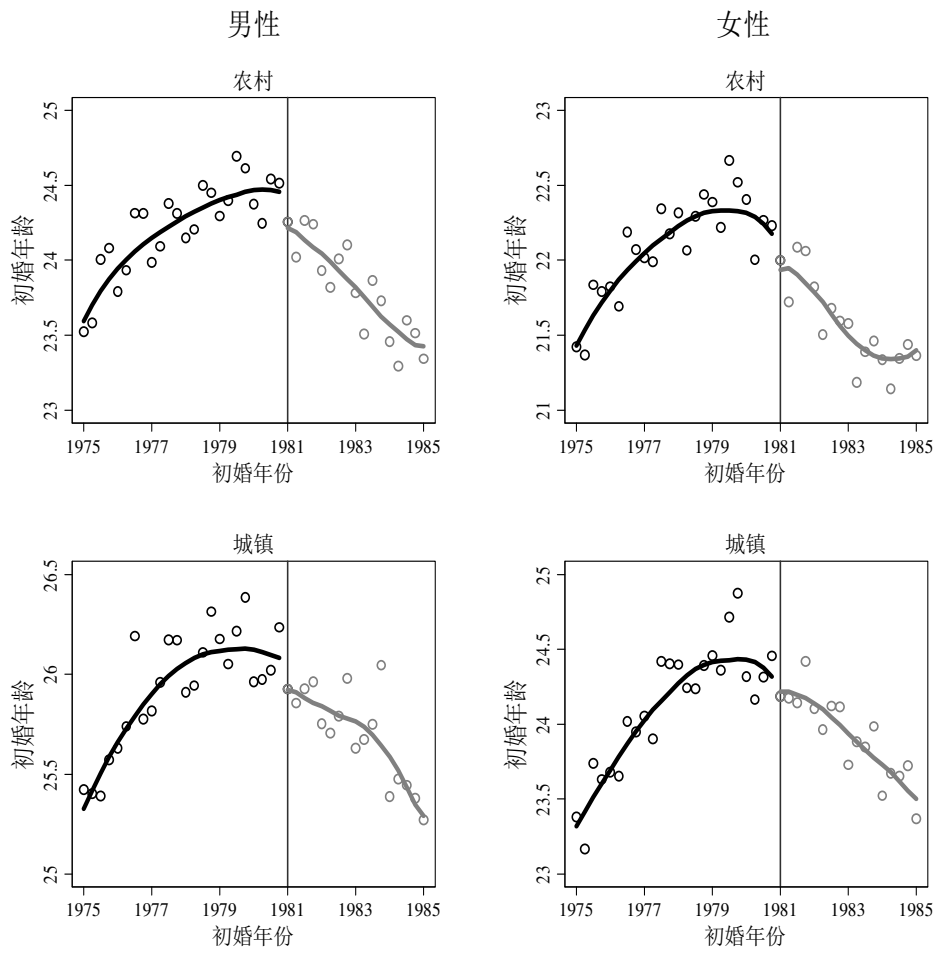
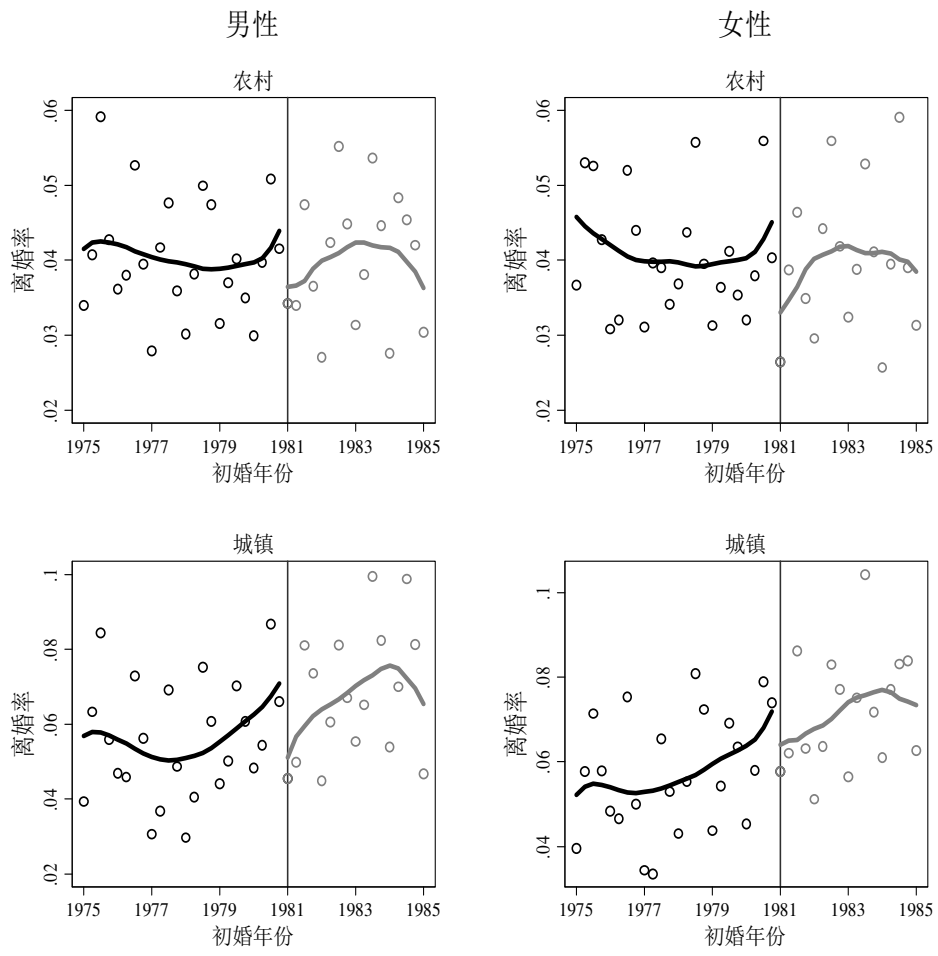


图1 初婚年龄变动趋势：1990-2005



注释：拟合线为局部平滑拟合，带宽为默认值0.8。

图2 初婚年龄与初婚年份



注释：拟合线为局部平滑拟合，带宽为默认值0.8。

图3 离婚率与初婚年份

表 1 样本描述性统计

	农村户籍				城镇户籍			
	男性		女性		男性		女性	
	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2
婚姻状态(=1, 离婚)	0.037 (0.188)	0.037 (0.188)	0.036 (0.185)	0.036 (0.187)	0.060 (0.237)	0.060 (0.238)	0.063 (0.243)	0.063 (0.244)
初婚年龄	24.285 (3.517)	24.237 (3.571)	22.129 (3.123)	22.059 (3.111)	25.984 (3.302)	25.975 (3.304)	24.279 (2.881)	24.271 (2.903)
未上过学	0.051 (0.219)	0.052 (0.221)	0.165 (0.372)	0.165 (0.371)	0.006 (0.077)	0.007 (0.081)	0.023 (0.148)	0.022 (0.148)
小学学历	0.363 (0.481)	0.361 (0.480)	0.481 (0.500)	0.477 (0.500)	0.091 (0.287)	0.090 (0.286)	0.122 (0.327)	0.122 (0.328)
初中学历	0.451 (0.498)	0.448 (0.497)	0.297 (0.457)	0.301 (0.459)	0.416 (0.493)	0.411 (0.492)	0.426 (0.495)	0.426 (0.495)
高中学历	0.136 (0.343)	0.139 (0.346)	0.057 (0.233)	0.058 (0.234)	0.487 (0.500)	0.493 (0.500)	0.430 (0.495)	0.429 (0.495)
观测值	29329	53416	31131	56921	15880	28467	15008	27020

注释：括号中为标准差。样本限制在初婚年份为1981年前后一年(+/-1)和1981年前后两年(+/-2)。

表 2 婚姻法、初婚年龄和婚姻状态

	农村户籍				城镇户籍			
	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2
A: 婚姻法对初婚年龄的影响								
	<u>男性</u>							
初婚年份(=1, 若>=1981)	-0.245***	-0.263***	-0.187***	-0.209***	-0.359***	-0.268***	-0.366***	-0.268***
	(0.072)	(0.056)	(0.070)	(0.055)	(0.094)	(0.071)	(0.094)	(0.071)
N	29329	53416	29329	53416	15880	28467	15880	28467
	<u>女性</u>							
初婚年份(=1, 若>=1981)	-0.200***	-0.176***	-0.190***	-0.174***	-0.327***	-0.211***	-0.328***	-0.216***
	(0.060)	(0.046)	(0.060)	(0.046)	(0.084)	(0.063)	(0.084)	(0.063)
N	31131	56921	31131	56921	15008	27020	15008	27020
B: 婚姻法对离婚的影响								
	<u>男性</u>							
初婚年份(=1, 若>=1981)	-0.009**	-0.007**	-0.008**	-0.007**	-0.023***	-0.017***	-0.024***	-0.017***
	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.007)	(0.005)	(0.007)	(0.005)
N	29329	53416	29329	53416	15880	28467	15880	28467
	<u>女性</u>							
初婚年份(=1, 若>=1981)	-0.010**	-0.008***	-0.009**	-0.008***	-0.018**	-0.013**	-0.018**	-0.013**
	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.008)	(0.006)	(0.008)	(0.006)
N	31131	56921	31131	56921	15008	27020	15008	27020
控制变量	否	否	是	是	否	否	是	是

注释：括号中为稳健标准误。***, **, * 分别表示在1%, 5%和10%水平上统计显著。+/-1, +/-2分别表示样本限制在初婚年份为1981年前后一年和前后两年。控制变量包括一组反应教育水平的虚拟变量。所有回归都控制了城市固定效应。N为观测值个数。

表 3 初婚年龄对离婚的影响

	农村户籍				城镇户籍			
	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2
A: OLS 估计								
	<u>男性</u>							
初婚年龄	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001* (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.000)
N	29329	53416	29329	53416	15880	28467	15880	28467
	<u>女性</u>							
初婚年龄	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
N	31131	56921	31131	56921	15008	27020	15008	27020
B: RD 估计								
	<u>男性</u>							
初婚年龄	0.035* (0.019)	0.028** (0.013)	0.041* (0.024)	0.032* (0.016)	0.064** (0.026)	0.062** (0.026)	0.064** (0.026)	0.062** (0.026)
N	29329	53416	29329	53416	15880	28467	15880	28467
	<u>女性</u>							
初婚年龄	0.048** (0.024)	0.044** (0.020)	0.050* (0.025)	0.044** (0.021)	0.054* (0.028)	0.062* (0.034)	0.054* (0.028)	0.061* (0.032)
N	31131	56921	31131	56921	15008	27020	15008	27020
控制变量	否	否	是	是	否	否	是	是

注释：括号中为稳健标准误。***, **, * 分别表示在1%, 5%和10%水平上统计显著。+/-1, +/-2分别表示样本限制在初婚年份为1981年前后一年和前后两年。控制变量包括一组反应教育水平的虚拟变量。所有回归都控制了城市固定效应。N为观测值个数。

表 4 控制变量的连续性检验

	农村男性		农村女性		城镇男性		城镇女性	
	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2	+/-1	+/-2
小学学历	-0.015 (0.010)	-0.020 (0.018)	-0.017 (0.012)	-0.017 (0.013)	0.013 (0.008)	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.010)	-0.010 (0.007)
初中学历	0.015 (0.010)	0.013 (0.008)	0.024 (0.019)	0.012* (0.007)	0.019 (0.015)	0.018 (0.011)	-0.001 (0.015)	-0.014 (0.011)
高中学历	0.011 (0.007)	0.015 (0.016)	0.005 (0.005)	0.010 (0.014)	-0.034 (0.025)	-0.018 (0.011)	0.004 (0.015)	0.025** (0.011)

注释：括号中为稳健标准误。***, **, * 分别表示在1%, 5%和10%水平上统计显著。每一个数值对应一条回归，所报告系数为初婚年份虚拟变量的系数。+/-1, +/-2分别表示样本限制在初婚年份为1981年前后一年和前后两年。所有回归都控制了城市固定效应。