

为买房而离婚 ——基于住房限购政策的研究

范子英*

摘要 本文基于中国2010年住房市场“限购”的自然实验,考察了限购政策对城市层面的离婚率的影响。我们的研究发现:“限购”会使得所在地城市的离婚增加243对,相当于平均水平的4.5%,其中主要是由“1+1”模式的限购政策导致的,“N+1”模式的影响不够显著;因为“限购”的住房都在主城区,“限购”对离婚的效应主要集中在市辖区,郊区及地级市所辖县均没有影响;离婚的出现主要是为了获得购买多套房的投资机会,而不是缓解“限贷”所造成的流动性约束,即居民没有因为首付比和利率负担而选择离婚。本文的研究结论,意味着要重视住房政策产生的社会效应。

关键词 离婚 限购 复婚率

一、引言

近十年来,中国的经济结构发生了急剧的变化,城市化率每年稳步增加1个百分点,相应的大城市房价水平也在快速上升。与经济结构变化相伴随的是,中国的婚姻和家庭结构也在急剧改变。首先,每年步入结婚的人数逐渐上升,从2002年的786万对增加到2012年的1323.6万对;其次,同期的离婚人数却以更快的速度增长,分别从117.7万对增加到310.4万对,这说明十年前每7对结婚中有1对离婚,而到了2012年,则演变成每4对结婚中有1对离婚;最后,更加值得引起注意的是,在离婚率上升的同时,复婚率也在增加,2002年仅有6.8万对夫妻在离婚后选择与原配偶复婚,2012年的复婚人数上升至23万对。中国的离婚在短时间内发生如此剧烈的变化,是一个非常值得研究的问题,但是在既有的文献中,却很少有学者对中国的离婚背后的原因进行探究。

本文基于中国2010年住房市场的“限购”政策作为自然实验,这次的限购政策只针对其中部分城市,将限购的主体直接与户籍制度挂钩,并且根据家庭已经拥有的住房套数采取不同的限购措施。基于中国全部地级市的数据,我们采用了倍差法(Difference-in-difference, DID)的实验设计,区分了市区和郊县,以及“N+1”和“1+1”两种限购模式的差异,研究发现限购所造成的收入冲击导致了4.5%的离婚增加,并且这些为买房

* 范子英,北京大学光华管理学院博士后、上海财经大学公共经济与管理学院,E-mail: ivannj@163.com,通讯地址:上海市武川路111号上海财经大学公共经济与管理学院,邮政编码:200433。本研究得到国家自然科学基金资助项目(7157316、71303083)、教育部人文社会科学研究基金青年项目(11YJC790039)、上海财经大学创新团队支持计划和中国博士后科学基金(2014M560001,2016T90124)的资助。作者感谢陈斌开、李辉文、陆铭和杨汝岱的宝贵建议,当然文责自负。

而选择的离婚主要是为了突破“1+1”模式的限购政策,而不是为了降低利息负担或缓解首付比的流动性约束。

本文的研究设计与经典的婚姻经济学直接相关。以 Becker 为代表的经济学家发现,在一个完美可预期的世界里,离婚是不应该出现的,真实世界中的离婚是因为夫妻双方发现婚姻的收益小于单身时的收入之和,而导致婚姻实际收入与预期收入之间出现差距的因素:一是婚姻匹配质量;二是未预期的收入冲击(Becker *et al.*, 1977)。有很多研究采用英国、美国、瑞典等国家的数据对这两个假说进行检验,一般都证实了收入冲击的作用(Weiss and Willis, 1997; Eliason, 2012; Doiron and Mendolia, 2012)。不过由于婚姻匹配质量本身也会对家庭收入产生影响,基于真实收入计算的收入冲击也就不可避免地包含了匹配质量的影响,这些针对收入冲击的研究存在高估的风险。本文采用的“限购”的自然实验,该制度冲击对部分家庭构成了收入冲击,减少了他们潜在的投资收益,但却与婚姻匹配质量无关,因此是一次外生的政策冲击,能够将收入冲击与婚姻匹配质量的效应剥离出来。

本文其他部分安排如下:第二部分回顾既有的文献和梳理限购政策的演变;第三部分利用一个简单的理论模型阐述限购对离婚的作用机制;第四部分是实证的研究设计;第五部分是基本的结果分析、稳健性检验及拓展;最后是全文的结论和政策建议。

二、文献回顾与制度背景

(一) 文献回顾

在 Becker(1973, 1977)所开创的经典的婚姻经济学中,双方选择结婚是因为预期的家庭总收入大于各自单身的收入之和,而实现的收入则取决于婚姻的匹配质量,但是匹配质量本身在事前是不可观测的,再加上搜寻成本很高,就会导致一部分人的婚姻出现错配,当夫妻双方发现家庭内部的总产出小于单身时的收入之和时,离婚便会发生。除此之外,家庭的预期收入还会受到不确定性冲击的影响,如果这种冲击在降低家庭产出的同时,还提高其中一方单身时的产出,则离婚的概率也会增加。因此理论上来说,导致离婚的原因是婚姻错配和不确定性冲击,反之,如果搜寻成本为0,并且不存在不确定性冲击,现实世界就应该没有离婚的发生。

虽然婚姻匹配质量是影响离婚的主要因素,但是匹配质量本身是非常难以度量的,一些研究尝试代理变量的方法来解决度量问题,如年龄、教育、宗教、种族等。其中,结婚年龄越大意味着搜寻的时间越长,婚姻匹配的质量越好,因而离婚概率更低^①。教育与离婚之间的关系是不确定的,一方面教育程度越高,市场技能越高,从而使得婚姻中的收益越大,离婚率越低;另一方面,随着夫妻之间的教育水平的一致,婚姻中分工的收益减少,从而增加了离婚,实证上教育的影响也是随着国家和时间的不同有差异的

① 不过,婚龄与离婚之间是倒U型关系,即离婚概率在结婚的前几年逐渐上升,这是因为随着时间的推移,错配被发现的概率更高,后来由于婚姻特定财产(specified property)的增加,离婚成本也随之增加,离婚概率下降;并且文献上还发现存在“七年之痒”,即离婚概率在婚后第七年最大(Becker *et al.*, 1977; Morgan *et al.*, 1985)。

(Härkönen and Dronkers, 2006)。跨种族和宗教的婚姻往往伴随着更高的离婚率,因为夫妻双方的匹配程度更低(Lehrer and Chiswick, 1993; Kalmijn *et al.*, 2005)。另一些研究则采用更间接的方式来度量匹配质量,如夫妻双方的主观幸福感差距,幸福感差距越小,说明匹配质量更高,研究发现丈夫的幸福感比妻子的高1个单位时,离婚率会增加0.08—0.23,并且结婚第一年的幸福感差距尤其重要(Guven *et al.*, 2012)。

因为婚姻匹配质量的不可观测,大多数的实证文献转向研究不确定性冲击对离婚的影响。理论上说,正向的收入冲击对离婚的影响是不确定的,一方面正向冲击使得单身更有吸引力,另一方面家庭总产出也与正向冲击一起增加,家庭总产出依然大于双方单身的收入之和。最早研究正向冲击的是Weiss and Willis(1997)使用美国1972年针对高中毕业生的跟踪调查,他们估计出这些群体在结婚时的预期收入,然后将1972—1986年间真实的收入减去预期收入,就得到估计的收入冲击,研究发现丈夫未预期的收入增加会减少离婚的概率,而妻子未预期的收入增加会增加离婚的概率。不过该研究面临严重的内生性,即那些匹配质量较差的家庭,妻子会选择进入工作市场以获取收入,而不是停留在家庭内部,因而是离婚倾向导致了妻子收入的增加。最近的一些研究尝试采用更外生的冲击来捕捉收入冲击,避免反向因果关系,如Hankins and Hoeksteyra(2010)研究佛罗里达彩票中奖的人的婚姻行为,发现收入突然增加25 000—50 000美元对离婚没有显著的影响,但是对于单身女性来说,会使得她们更加倾向于不结婚,后者在三年内结婚的可能性下降了40%。

与正向冲击不同的是,负向冲击会减少家庭总产出,从而导致离婚的发生。失业是典型的负向冲击,一些研究发现失业率与离婚率正相关(Jensen and Smith, 1990),这样的研究可能面临遗漏变量的问题,如那些失业的人群往往是能力较差的,同时能力也与婚姻匹配质量正相关,因而可能是能力同时导致了失业和离婚。最近的一些文献开始研究工厂倒闭带来的失业对离婚的影响,这种失业类型与个体能力没有关系,因而可以完美度量负向的收入冲击,Eliaison(2012)使用瑞典的企业—员工匹配数据研究了1987、1988年由于工厂倒闭的影响,发现丈夫的失业在之后的12年间使得离婚率增加了13%;相反,妻子的失业对离婚的影响并不显著。另一些研究则区分了不同的失业类型的影响,发现由于冗员问题(*redundancy*)裁员导致的离婚效应远小于开除(*dismissal*)的效应,原因是后者包含了匹配质量的影响(Doiron and Mendolia, 2012)。此外,虽然伤残也会带来负向冲击,但是对离婚的影响却不显著(Charles and Stephens, 2004)。

家庭总产出之所以大于单身时的收入之和,是因为家庭内部可以实现分工,因而女性参与劳动力市场也是对家庭产出的一种负向冲击。理论上女性劳动参与率的上升增加了女性收入,从而在婚姻之外的效用上升,同时家庭内部分工的减少也降低了婚姻的收益,因此离婚率会上升(Heckert *et al.*, 1998; Jalovaara, 2003; Liu and Vikat, 2004)。一些研究还发现女性收入与离婚率是倒U型关系,因为女性参加工作增加了家庭收入,从而降低了离婚率(Rogers, 2004)。不过这些研究还是面临了内生性问题,如婚姻匹配不好的女性会通过参与劳动力市场为未来退出婚姻做准备,即“差”婚姻使得女性退出,而收入与离婚之间并没有显著的关系(Sayer and Bianchi 2000)。

有很多文献研究了单方面无过错离婚法(*No-fault Unilateral Divorce Laws*)的影响,

但并没有取得一致的结论。1969年美国加利福尼亚州通过了西方世界第一部彻底废除过错原则的离婚法案,离婚法由过错离婚向无过错的破裂离婚迈进,同期美国的离婚率从20世纪70年代开始急剧上升,所以很自然会联想到二者之间的因果关系。但是,根据Becker(1977)的理论,如果夫妻双方能够有效地讨价还价,科斯定理表明该法案仅能影响婚姻内部的福利分配,而不会影响离婚的概率(Wolfers, 2006),因为家庭总产出小于单身的收入之和是离婚的充分必要条件,只要该条件满足,无论是哪种法律框架,离婚都会发生;反之,如果家庭总产出大于单身的收入之和,则获益较多的一方可以转移一部分收益给另一方,从而维系婚姻合约的延续。但是,如果夫妻双方不能有效地讨价还价、信息不对称,或者谈判成本过高,单方面离婚法律就会增加离婚率(Peters, 1986; Rasul, 2005),一些研究发现该法案解释了1/6的离婚率上升(Friedberg, 1998)。

与本文直接相关的是Rainer and Smith(2010)的研究,他们使用英国的数据研究未预期的房价变化对离婚的影响,发现负的房价冲击增加了离婚的可能性,尤其是对那些低收入、存在高抵押贷款、有孩子需要抚养的家庭更加明显,而正的房价变化对于离婚没有显著的影响。Farnham and Schmidt(2011)则进一步区分房屋拥有者和租户的差异,研究发现房价的下降会降低房屋拥有者的离婚率,对租户却没有明显影响;而房租上升会增加租户的离婚率,对房屋拥有者却没有影响。

(二) 制度背景

自2000年以来,我国的房价水平以年均8.6%的速度持续上升,远远超过了同期的CPI增速(刘甲炎和范子英,2013),并且,经济越发达的地区的房价增长越快,特大城市部分年份的房价增速超过20%。房价的快速上涨带来了一系列不利影响,如挤出了消费、造成了投资泡沫等(王永钦和包特,2011),国家多次出台不同的政策对房地产进行调控,早期的调控政策主要是对供给方进行管理,如通过减免税费的方式增加住房供给,加大对保障房的建设来调整住房结构等,但是这些政策依然未能遏制大城市房价的上涨势头。在这样的背景之下,国家开始从需求面进行管理,2010年1月10日出台的“国十一条”将住房的贷款首付比由30%提高到40%,以期通过减少流动性的方式来降低房价,但是该政策并没有对房地产市场产生显著影响。于是当年4月17日的“新国十条”提出了最严格的房地产调控政策,除了将第二套房的首付比提高到50%、利率为基准利率的1.1倍外,该政策还要求“地方人民政府可根据实际情况,采取临时性措施,在一定时期内限定购房套数”^①。4月30日,北京市出台了国内首个住房限购细则,规定“同一购房家庭只能在本市新购买一套商品住房”^②。

2010年9月30日,由住建部、国土资源部和监察部联合下发文件^③,明确要求房价上涨过快的城市要出台相应的限购政策,并对政策落实不到位的城市进行约谈和问责。在这样的政策要求下,一些房价较高的沿海城市很快制定了各自的限购细则,其中包括

① 《国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》(国发[2010]10号)。

② 《北京市人民政府贯彻落实国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨文件的通知》(京政发[2010]13号)。

③ 《关于进一步贯彻落实国发[2010]10号文件的通知》(建房[2010]155号)。

环渤海的3个,长三角的4个,广东、福建和海南各2个(见图2),加上此前已经限购的北京,2010年一共有13个城市实施了限购政策。此时的限购政策属于“N+1”模式,即限定每户仅能新购1套住房,新购指标与家庭已经拥有的住房套数无关,更为关键的是,“N+1”的模式没有与户籍挂钩,例如北京的限购细则只规定了“同一购房家庭只能在本市新购买一套商品住房”。由于大城市外地购房者较多,再加上“N+1”模式只针对新增购房,真正被限购影响的购房需求很少,限购对房价的影响也微乎其微,以北京为例,2010年的房价比2009年上涨11.5%,其中新建住宅的涨幅更是高达18%。

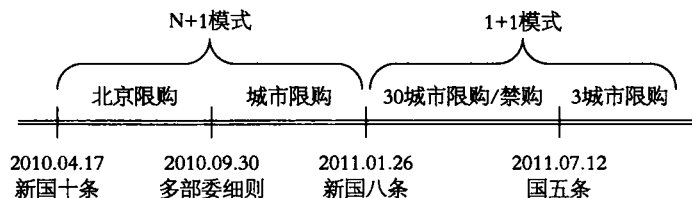


图1 限购政策的演变

为了进一步发挥限购政策对房价的遏制作用,2011年1月26日国务院出台了八条更为严厉的调控政策(简称新国八条),其中直接将限购模式由之前的“N+1”改为“1+1”,即取消了拥有两套及以上住房的家庭的购房资格,并且,新国八条也将之前的限购对象由“家庭”升级为“当地户籍居民家庭”,首次将限购与户籍直接挂钩,排除了外地人在大城市的购房资格,从而挤出了一部分投资需求。新国八条的影响有两个方面:一是原来实行“N+1”模式的城市全部升级为“1+1”模式;二是新增了30个限购城市,这就包括了所有省会城市(拉萨除外)、直辖市(重庆除外)和计划单列市。2011年7月12日,国务院继续出台了五条房地产调控措施(简称国五条),除了重申已经实施的限购和限贷政策外,还首次提出房价上涨过快的二三线城市也要采取限购措施,紧接着有三个城市制定了各自的限购细则,分别是台州、衢州和珠海。至2011年年底,全国一共有46个城市实施了限购政策。

“1+1”的限购政策产生了显著的影响,从宏观来说,该政策挤压了大部分的购房需求,显著遏制了房价上涨势头,2011年2月份有8个城市的新建商品住宅价格出现下降^①,其中的6个城市实施了严厉的限购政策;从微观来说,该政策对城市居民家庭产生了重要影响,由于限购政策在大城市间是对称的,即那些无法在本地购房的家庭同样也无法在其他大城市购房,因此那些拥有两套以上住房的家庭则会受到该政策的严格限制。

“1+1”的限购政策与户籍直接挂钩,必然也会与家庭挂钩,这为一部分需要突破政策限制的家庭提供了操作空间。由于该政策是以家庭为参考标准的,对于那些已经拥有两套及以上住房的家庭来说,可以将法律意义上的一个家庭分拆为两个,从而获得额外的购房资格,因此离婚是该政策的唯一突破口。例如,深圳市2010年出台限购细则后,当年的离婚达到8478对,相比前一年增加了10.2%,2011年接着增加了15.6%,离

① 分别是大原、长春、哈尔滨、青岛、南宁、银川、无锡、岳阳和南充。

婚人数达到9800对,这其中很大一部分是规避政策的“假离婚”。虽然房管部门清楚地知道居民的这种策略性行为,却无法对这种行为进行限制,因为在法律意义上并不存在“假离婚”,只要居民真实登记离婚,并且没有所属房产,就有新购住房的资格。

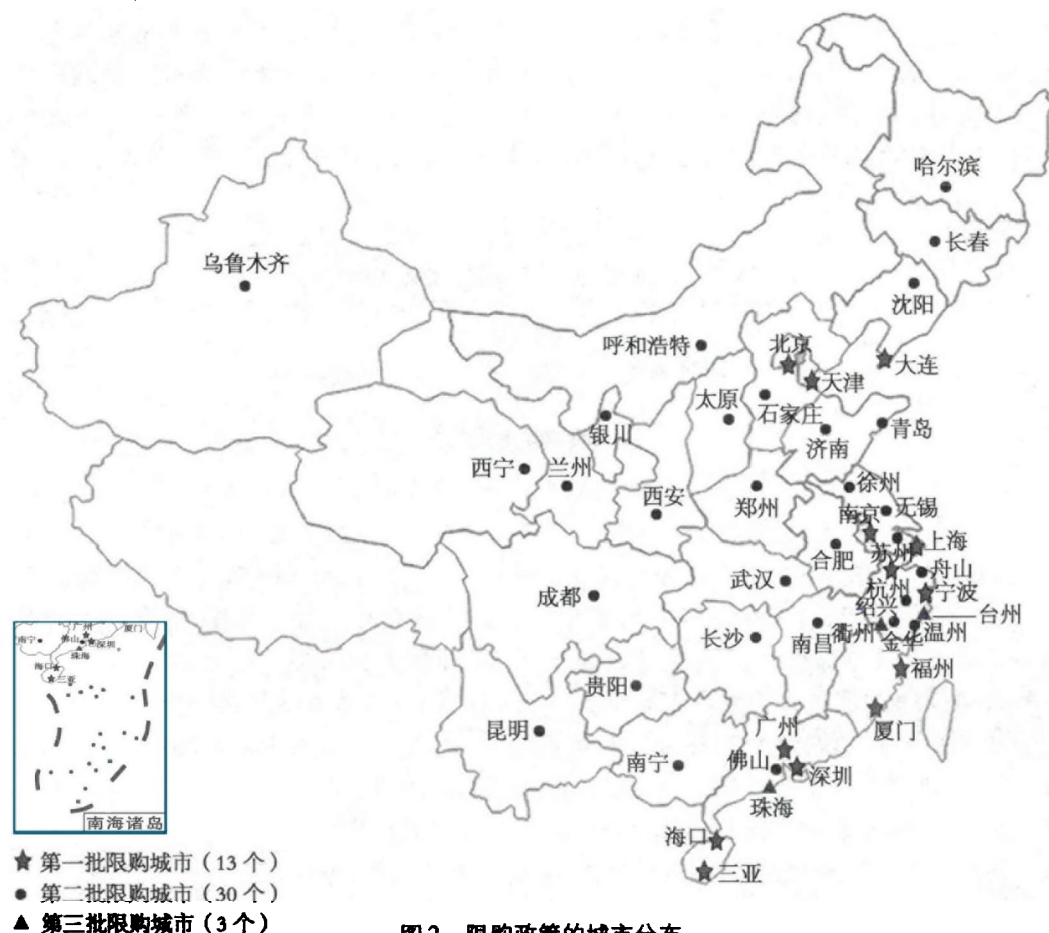


图2 限购政策的城市分布

为买房而离婚不仅能够获得额外的购房资格,并且还能有效缓解流动性约束和降低购房成本。如表1所示,对已经拥有一套住房的家庭来说,新购第二套住房的利率将是基准利率的1.1倍,首付60%,假设一套总价为300万元的住房,买方可以利用新购住房向银行申请抵押贷款,贷款期限设定为30年,在基准利率的情况下,家庭可以选择首付90万元,向银行贷款210万元,这样总的利息成本是270万元,如果是第二套住房,家庭需要支付1.1倍的利率,不考虑首付差异时(第五列),利息总额为303万元,因而夫妻双方离婚节约的利息成本为33万元。实际上,二套房还要求60%首付(第三列和第四列),假说家庭不存在流动性约束,支付了180万元首付后再向银行抵押贷款120万元,二套房和首套房的利息总额也相差19万元。因此,即使不考虑投资收益,离婚也会给家庭带来19万—33万元的账面收益。

表1 离婚的流动性收益

购房形式	正常情况		离婚买房	
	首套房	二套房	首套房	首套房
房屋总价	300万元	300万元	300万元	300万元
贷款期限	30年	30年	30年	30年
首付	90万元	180万元	180万元	90万元
利率	基准利率	1.1倍	基准利率	1.1倍
月按揭	13 342.56元	8 149.52元	7 624.32元	14 261.66元
利息总额	270万元	173万元	154万元	303万元

三、限购与离婚：一个理论模型

综合以上分析,我们知道离婚的动机既可能是缓解流动性约束、减少购房成本,也可能是为了获得购房资格,从而拥有住房市场的投资收益,这一节将建立一个简单的理论模型阐述限购如何在边际上增加了离婚人数。我们参考 Weiss(1997)的基本设定,将家庭的离婚决策限定在两期,即 $t=1,2$;在 $t=1$ 期期初,家庭是处于结婚状态,在 $t=1$ 期末家庭选择是否继续保持结婚状态。结婚时的家庭总产出如下:

$$g_t = G(x_{ht}, x_{wt}, \theta_t) \quad (1)$$

其中, x_{ht} 是丈夫的基本特征,如教育、年龄、家庭背景等, x_{wt} 是妻子的相应特征; θ_t 是双方匹配的质量,婚姻的收益不仅取决于夫妻双方的个人特征,还取决于两者的匹配质量。按照 Becker(1973, 1977) 的理论,个体处于结婚状态是因为婚姻内的产出大于两个人单身时的产出之和,这种“规模报酬”来源于生产的互补性,即夫妻双方利用各自的比较优势在家庭内部分工,形成了“男主外、女主内”(或相反)的格局,这便是婚姻的“生产外部性”。实际上,婚姻的存在还可能产生另外一种外部性——“消费的外部性”,即夫妻双方可以共同分担某些公共品的成本,如住房、小孩等,为了简化分析,本文只考虑生产外部性。

如果 t 时期,个体是处于单身状态,其个人收入是个体特征的一个线性函数:

$$A_{it} = \lambda_i x_{it} + v_{it} \quad (2)$$

我们用 y_t 表示家庭在 t 时期的总收入,在 $t=1$ 时期,家庭总收入等于家庭总产出:

$$y_1 = g_1$$

为了清晰地看出限购政策的影响,我们假设购买房产是家庭唯一的投资渠道,家庭在 $t=1$ 时期期末将 s_1 比例的收入用于投资房产,在 $t=1$ 时期标准化的房产价格为 1, $t=2$ 时期的价格为 p_2 ,则家庭投资房产的收益为 $s_1 g_1 p_2$ 。在 $t=2$ 时期,家庭总收入等于该期的总产出加上 $t=1$ 时期投资的收益,即:

$$y_2 = g_2 + s_1 g_1 p_2$$

当存在生产外部性时,家庭的总产出要大于单身时的收入之和,即下面两个不等式成立:

$$g_1 > A_{w1} + A_{h1} \text{ 和 } g_2 > A_{w2} + A_{h2} \quad (3)$$

(3)式并没要求双方在婚姻内部的产出都大于各自单身时的产出,如“男主外、女主内”模式中,女方对家庭的价值贡献可能小于其在工作市场中获得的收入。(3)式潜在地假设家庭内部能够实现“科斯谈判”,因为只要存在生产外部性,夫妻可以通过讨价还价的方式将收益在双方之间转移,如果一方在婚姻内部分享的比例过低,他(她)可以选择离婚的方式退出婚姻合约,另一方合理预期到合约解体后的利益损失,因此会相应增加对前者的补偿,进而维系了婚姻合约的继续存在,也保证了前者在婚姻中的收益大于单身时的收益。

在 $t=1$ 时期,家庭处于结婚状态,我们可以用下面的等式表示在 $t=1$ 时期的期望收益,期望收益等于当期已实现的收益 g_1 和 $t=2$ 时期期望收益的折现值,其中 $\beta < 1$ 是折现因子。

$$V(y_1) = g_1 + \beta E_1 \text{Max}[y_2, A_{w2} + A_{h2} + s_1 g_1 p_2 - C_2] \quad (4)$$

(4)式说明在 $t=1$ 期末,家庭权衡结婚和单身时的收益大小,选择是否要继续维系婚姻合约。其中右边第二项中的 y_2 是指 $t=2$ 时期还维持结婚状态的收益,另外一项则是双方离婚后(单身)的收益之和, C_2 是指离婚附带的成本,如离婚诉讼费用、财产分割费用等。在住房市场没有限购时,如果 $t=2$ 时期还保持结婚状态,则下式成立:

$$y_2 > A_{w2} + A_{h2} + s_1 g_1 p_2 - C_2 \quad (5)$$

也即:

$$g_2 > A_{w2} + A_{h2} - C_2 \quad (6)$$

由于(3)式成立,因此(6)式肯定能够满足。结合(3)式和(6)式可知,两个因素——婚姻错配和离婚成本会导致离婚的发生。婚姻匹配质量 θ_i 是不可观测的,但是如果匹配质量低下,(3)式就不成立,理性人会根据第一期的家庭产出大小反推 θ_i 的大小,进而对第二期的预期收益作出合理判断,如果发现 θ_i 很小,则会在 $t=1$ 期期末选择离婚。与之相反的是,离婚成本越高,离婚概率越低,在家庭内部,小孩的数量和年龄是一项典型的离婚成本,因此有小孩的家庭离婚概率更低。

但是在限购政策下,已经拥有两套住房的家庭将无法继续在房产市场上进行投资,从而无法享有相应的增值收益,这样家庭 $t=2$ 期的总收入就等于当期的总产出,即:

$$y_2 = g_2$$

于是,(5)式相应变更为:

$$g_2 > A_{w2} + A_{h2} + s_1 g_1 p_2 - C_2 \quad (7)$$

与(6)式相比,在限购政策的影响下,(7)式意味着家庭的生产外部性要足够大,才能够使得家庭总产出大于单身时的收益之和。因此,对比(6)式和(7)式,我们有两个基本的推论:

推论1:限购政策会使得加总意义上的离婚人数增加。原因是在没有限购政策时,存在一部分家庭的生产外部性不够明显,虽然满足(3)式,但是生产外部性却小于 $s_1 g_1 p_2 - C_2$,因而限购政策会将这部分家庭挤出婚姻市场。

推论2:在限购政策的影响下,房价上升越快的城市的离婚人数越多。房价上升越快,说明 $s_1 g_1 p_2$ 越大,即单身的收益越大,因而(7)式更难以满足,选择离婚的人数也

越多。

四、研究设计

中国的离婚分为法院离婚和民政离婚两种,前者一般都是夫妻双方无法有效协商,不得以向法院申请裁决,后者多数是双方协商后在民政部门登记即可办理离婚手续。2000年以来,我国法院离婚的数量基本没什么变化,而民政部门办理的离婚数量上升了4倍,民政部门办理的离婚数量占离婚总数的比重也由2000年的40%上升至2012年的78%。本文研究的对象均为民政部门的登记离婚,为买房而离婚的夫妻均是事先协商好,有的甚至在离婚之前就将名下全部房产过渡到对方,因此不需要法院干预。

需要特别指出的是,本文的研究不受人口流动的困扰,这是因为婚姻登记是按照户籍进行管理的,同时限购政策也是与户籍挂钩的,两者是完全匹配的,即那些流动人口受到限购政策的影响,但是由于他们的户籍所在地不是大城市,这部分群体是无法通过离婚的方式来获得大城市的购房资格,因而限购对流动人口的离婚没有影响。不过离婚的基数非常庞大,例如2012年全国民政登记离婚242.3万对,其中只有很少一部分离婚是出于买房的动机,占全部离婚的比重非常低。如图3所示,限购城市与非限购城市的离婚数量在2010年之后并没有显著的不同,因此,离婚这个指标包含了太多其他因素的影响,并不能有效捕捉限购政策的影响。

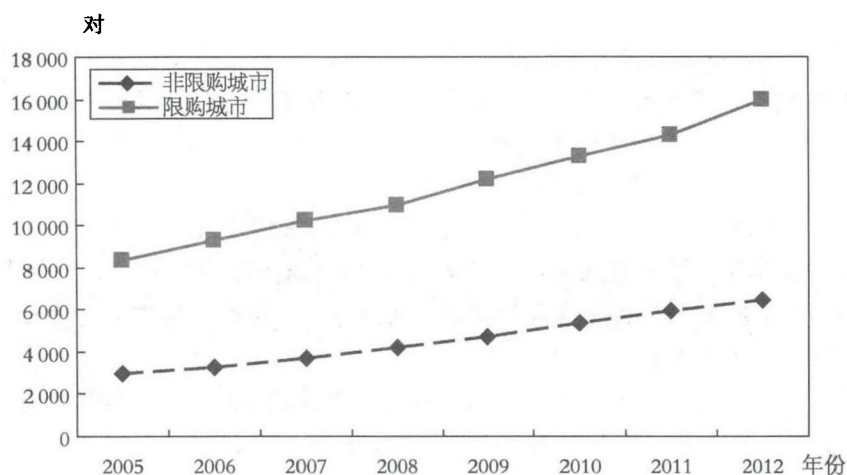


图3 限购和非限购城市的离婚对数

数据来源:《中国民政统计年鉴》(2006—2013)。

幸运的是,我国的婚姻统计数据中还区分了初婚和再婚两种类型,再婚中又进一步分列了复婚数据。所谓的复婚,是指已离婚的男女双方自愿恢复之前的夫妻关系。与其他离婚形式不同,为买房而离婚的夫妻最后还是会选择复婚,因而复婚是一个更加有效的指标。除此之外,复婚指标还有另外两个优点:首先,复婚数据比离婚数据小很多,例如2012年的离婚共有242.3万对,而复婚仅有23万对,即10对离婚夫妻中,最后不到1对选择复婚;其次,该数据非常稳定,2000—2012年间,复婚占离婚的比重基本维持

在 10% 左右。

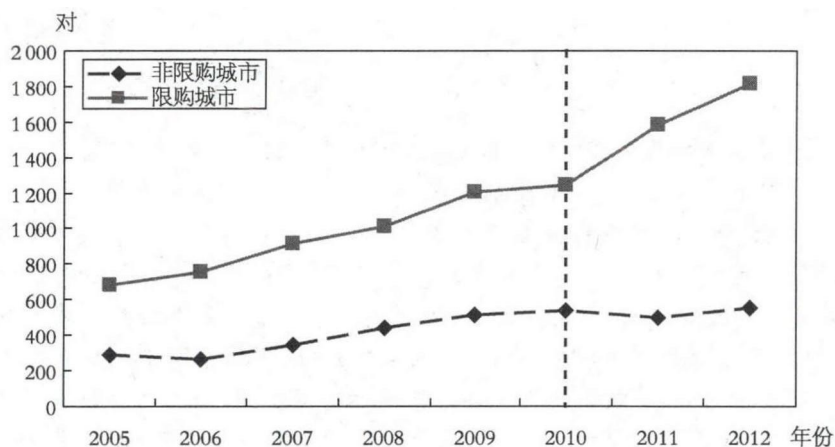


图4 限购和非限购城市的复婚对数

数据来源:《中国民政统计年鉴》(2006—2013)。

在图4中,我们将第一批和第二批限购的城市归类为限购城市,而将其他所有城市归为非限购城市。从图中可以看出,限购城市在2010年之后的复婚人数出现了显著的增加,2011年相对于2010年上升了27%,2012年接着上升了15%,而同期非限购城市的复婚人数反而出现了不同程度的下降。更为重要的是,2010年之前两组城市间的离婚人数的增长趋势并没有太大的差异,这说明不存在其他一些因素导致了限购城市的离婚人数增加更多,假设没有限购政策,限购城市的离婚人数也会与非限购城市一样出现一定程度的下降,因此图4较为直观地描绘出限购对离婚的影响,并且这些新增的离婚完全是由家庭的买房动机造成的。

图4也说明倍差法非常适用于本文的研究,首先,限购政策对地方来说是外生的冲击,特别是限购政策与当地的离婚状况没有直接关联,满足了DID对政策干预外生性的要求;其次,大多数城市的限购政策的细则都基本一致,因此政策的效果也会更干净。我们建立如下的DID模型:

$$Remarry_{it} = \alpha (Quota_i^1 * D2010 + Quota_i^2 * D2011) + X\beta + \gamma_i + D2010 + u_{it}$$

其中, $Remarry_{it}$ 是各地复婚的人数, $Quota_i^1$ 是2010年第一批13个限购城市的虚拟变量,相应的 $Quota_i^2$ 是2011年第二批30个限购城市的虚拟变量, $D2010$ 是一个年度虚拟变量,2010年及以后年份取1,之前取0, $D2011$ 也类似,这样 α 即为我们关注的政策效应,如果该系数显著大于0,则说明限购政策使得离婚人数增加了; γ 是城市层面的固定效应。 X 是其他控制变量,包括人均GDP、人口规模、失业率和男女性别比。在既有的关于中国婚姻市场的研究中,男女性别比是一个重要的因素(Wei and Zhang, 2011),本文选取的是法定结婚年龄以上男性(22周岁)和女性(20周岁)的比重,再取其与1之间的绝对差距,即: $\left| \frac{Male > 22}{Female > 20} - 1 \right|$,该指标越大,说明男女性别比偏离正常状态更多,其中一方的搜寻成本更低,婚姻匹配质量更高,从而离婚更少。

本文的数据期限是2005—2011年,这是因为复婚和离婚的分城市统计是从2005年开始的,2005年之前仅有省级层面的统计。其中婚姻方面的数据来自各年《中国民政统计年鉴》,房价的数据来自《中国区域经济统计年鉴》,其他数据来自《中国城市统计年鉴》。此外,我们还可以按照第一批限购城市(13个)和第二批限购城市(30个)将上述的DID效应拆分为如下形式:

$$Remarry_{it} = \alpha_1 Quota_i^1 * D2010 + \alpha_2 Quota_i^2 * D2011 + X\beta + \gamma_i + D2010 + u_{it}$$

这里的 α_1 和 α_2 则是限购对第一批城市和第二批城市的离婚的影响。

五、结果及分析

(一) 基本结果

我们首先在表2中列出了基本的回归结果,其中第一个回归仅放入了限购和时间的虚拟变量,此时的系数在1%的显著性水平,但是该系数也可能捕捉了一些其他因素

表2 基本回归结果

	复婚人数 (全市)	复婚人数 (全市)	复婚人数 (全市)	复婚人数 (全市)	离婚人数 (全市)
限购 * D2010/2011	463.710 *** (70.205)	242.848 *** (72.746)		235.503 * (136.428)	353.817 (238.481)
第一批限购 * D2010			510.934 *** (113.094)		
第二批限购 * D2011			137.389 (93.363)		
人均GDP		0.008 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.044 *** (0.004)
人口规模		5.093 *** (0.595)	5.137 *** (0.596)	4.499 *** (0.664)	34.444 *** (1.951)
失业率		0.041 (0.533)	-0.127 (0.534)	-0.259 (0.551)	1.857 (1.748)
男女性别比		-226.965 (173.954)	-178.928 (175.505)	-2655.214 *** (939.211)	215.3 (570.273)
D2010	159.601 *** (24.115)	-12.177 (30.402)	4.864 (33.759)	6.129 (33.784)	884.558 *** (99.666)
D2011			-42.688 (40.126)		
Within R ²	0.073	0.129	0.135	0.096	0.451
限购模式	1 + 1	1 + 1	1 + 1	N + 1	1 + 1
Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	1 888	1 882	1 882	1 615	1 882

注:括号内为标准误,*、**和***分别表示1%、5%和10%的显著性水平。所有回归均剔除了复婚大于离婚的城市(分别为常德、白银、潮州、德阳、定西、黑河、龙岩、石嘴山、宿迁、绥化、天水、渭南、武威、厦门、云浮、株洲)。

的作用,从而存在高估的风险。接着第二个回归加入了其他的控制变量,此时的限购政策的系数依然在1%的显著性水平,由于我们同时也控制了其他的变量,该系数说明限购使得该地区的复婚人数增加了243对,即为买房而离婚的也相应有243对,该时期所有城市的平均离婚人数为5346对,因而限购政策使得离婚显著上升了4.5%;第二个回归的其他变量也基本符合预期,人均GDP越高的地区,离婚也越多,这是因为经济发达地区的工作收入更高,家庭内部分工的收益就没有太大的优势,婚姻破裂的概率更大;人口基数越多的地区,离婚也会越多;失业率和男女性别比则没有显著的影响。为了进一步区分到底是哪些城市的离婚受到限购政策的影响,我们在第三个回归中将第二个回归的效应分拆为第一批限购和第二批限购,可以看出限购政策对离婚的影响主要是由第一批限购城市导致的,限购政策对第二批城市的影响还不够显著。

2011年实施的是“1+1”的限购模式,该模式会显著增加离婚的发生,上述三个回归估计的均是“1+1”模式的影响;在2010年,大多数实施限购政策的城市采取的是“N+1”的模式,该模式一方面允许家庭持有多套房产,另一方面也没有将购房资格与户籍挂钩,因而对住房需求的约束性不强,为买房而离婚的现象较少。为了区分“1+1”和“N+1”模式的效应,我们在表2第四个回归仅包含了2005—2010年的样本,这样一方面就只考察了第一批限购的13个城市的效应,另一方面也避免了2011年这些城市升级限购模式的影响,因此估计的结果即为“N+1”限购政策的效应。从表2可以看出,此时的限购变量仅能在10%的显著性水平下通过检验,考虑到我们的样本量有1600多个,这样的显著性水平是没有说服力的,因此正如前面所分析的那样,“N+1”模式的限购对离婚的影响很小,真正导致居民为买房而离婚的限购政策是“1+1”模式。

表2最后一个回归中,我们在第二个回归的基础上,将因变量由复婚人数改为离婚人数,可以看出此时的限购变量的系数是不显著的,这是因为影响离婚的因素很多,由限购导致的离婚件数较少,该因素还不能构成居民离婚的重要部分,这一结论也与图3的现象吻合。

在具体的限购措施中,限购对象一般都是城市主城区的商品房,而郊县的住房是不在限购范围内的;但在限购主体的“户籍”的认定上却存在两种模式,其中大多数是以地级市为划定范围的,即所有属于本地级市的户籍家庭都有城市主城区购房的资格,少数几个地区是以城市市辖区为划定范围,即该地级市所辖县市的户籍家庭是没有到市辖区购房的资格的,如杭州、兰州和昆明,这些地区的限购政策中明确规定只有城区的家庭才有购房资格。为了进一步细化这些政策的影响范围,表3将复婚人数在地级市内部分拆为市辖区和郊区县,前者是将该城市所辖市区的复婚人数进行加总,后者是将该地级市下属的郊区和县市进行加总,其中第一个和第二个回归是考察限购对象,我们发现限购对市辖区的复婚人数有显著的增加,而相应的郊区县的复婚人数没有显著变化,这是因为一方面限购的房屋对象都在市辖区,另一方面购买城区房屋的居民的户籍所在地也在城区。

由于部分地区的限购主体排除了郊县的家庭,因此第三个回归将这些地级市的样本删除,其结果与第二个回归基本一致,这说明那些户籍为郊县的家庭之所以没有因为限购而离婚,存在两种可能性:一是这些家庭没有到城区购房的能力;二是他们已经拥

表3 有效的限购范围:市区与郊区

	复婚人数 (市辖区)	复婚人数 (郊区县)	复婚人数 (郊区县 [§])	离婚人数 (市辖区)	离婚人数 (郊区县)
限购 * D2010	147.660 *** (51.477)	25.893 (57.805)	25.675 (60.107)	589.299 *** (158.108)	99.302 (117.507)
人均 GDP	0.005 *** (0.002)	-0.0001 (0.002)	-0.0001 (0.002)	0.015 *** (0.005)	0.001 (0.003)
人口规模	3.022 *** (0.693)	2.042 *** (0.778)	1.970 ** (0.787)	9.278 *** (2.127)	15.143 *** (1.581)
失业率	1.224 ** (0.595)	0.239 (0.668)	0.257 (0.672)	2.357 (1.827)	0.522 (1.358)
男女性别比	-131.718 (114.991)	-48.704 (129.126)	-47.352 (129.742)	-205.061 (353.186)	353.952 (262.491)
D2010	-45.057 * (23.082)	43.246 * (25.920)	42.772 (26.136)	213.929 *** (70.896)	675.244 *** (52.690)
Within R ²	0.085	0.024	0.023	0.179	0.430
Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	1 076	1 076	1 064	1 076	1 076

注: § 表示剔除了杭州、兰州和昆明。括号内为标准误, *、** 和 *** 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。所有回归均剔除了复婚大于离婚的城市。

有的城区住房数量少于两套,还不受“1+1”模式的限制。第四和第五个回归是在前面的基础上,将因变量替换为离婚人数,其结论也与前面一致,市辖区受到了限购政策的影响,而郊区县则不存在为买房而离婚。表3中其他变量的系数与表2基本一致,这里不再赘述。

(二) 稳健性及拓展

所有采用 DID 方法进行的研究都要满足一个基本的前提,即共同趋势。只有共同趋势的假设得到满足,双重差分的结果才能归结为政策的影响,否则就存在高估的危险。表4通过四种方法对共同趋势假设进行检验,其中第一个回归是考虑限购政策是否影响“真离婚”,即离婚对数减去复婚对数,后者包含了所有为买房而产生的离婚,因此两者之差就全部是真实的离婚。理论上来说,那些因为感情破裂而导致的离婚与限购政策无关,限购政策本身并不会加速离婚的发生,如果我们在实证上发现限购也会影响“真离婚”,则说明我们的限购政策捕捉了一些其他重要的遗漏变量,因而限购对“假离婚”的系数就会高估。第一个回归反驳了这种可能性,此时的限购系数完全不显著。

表4的后三个回归都是典型的安慰剂检验(Placebo Test),其中第二个回归是将第二批限购的30个城市作为处理组,将其他所有城市作为参照组,数据跨度限制在2005—2010年,这样处理的目的是去估计第二批限购城市在没有限购时是否表现出明显的差异,我们看到此时的限购系数不显著,这说明2011年才实施限购的城市在之前与其他城市保持了共同趋势。第三个回归是在第二个回归的基础上,将第一批限购的13个城市从参照组中剔除,其结果与第二个回归一致。最后一个回归是一个假想实验,将

表4 倍差法有效性的检验

	离婚—复婚 (全市)	复婚人数 (全市)*	复婚人数 (全市)§	复婚人数 (全市)*
限购 * D2010	110.969 (224.615)	-65.306 (88.651)	-34.197 (82.420)	
限购 * D2008				40.189 (87.158)
人均 GDP	0.037 *** (0.004)	0.009 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.008 *** (0.003)
人口规模	29.352 *** (1.838)	4.631 *** (0.666)	4.290 *** (0.643)	3.590 *** (1.198)
失业率	1.816 (1.646)	-0.174 (0.550)	-0.689 (0.574)	-0.902 (0.611)
男女性别比	442.265 (537.116)	-2 728.54 *** (938.891)	-2 750.855 *** (879.631)	-3 256.16 * (1 844.576)
D2010	896.736 *** (93.871)	15.307 (34.423)	24.269 (32.642)	
D2008				79.518 * (41.819)
Within R ²	0.417	0.094	0.083	0.056
Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	1 882	1 615	1 543	1 425

注：*处理组为第二批限购城市，参照组为非限购城市和第一批限购城市，年限为2005—2010年；§处理组为第二批限购城市，参照组为全部非限购城市，年限为2005—2010年；※处理组为全部限购城市，参照组为全部非限购城市，年限为2005—2009年。括号内为标准误，*、**和***分别表示1%、5%和10%的显著性水平。所有回归均剔除了复婚大于离婚的城市。

数据样本限定在2005—2009年，以排除2010年真实政策的影响，我们虚构2008年针对同样的城市也发生了类似的限购政策，以考察这些城市2008年之后的离婚人数是否增长更快。如果结果是肯定的，则说明共同趋势的假设被违反了，我们可以看出假想的限购政策的系数不显著，这说明限购城市和非限购的离婚人数在限购政策之前没有系统性差异。

DID方法的第二个挑战是内生性困扰，与本文相关的则是遗漏变量造成的内生性，如表1所呈现的那样，在限购的同时还在全国层面上实施了限贷政策，房价越高的城市受到限贷政策的影响也越大，由于住房总价更高，通过离婚减少的利息负担也就越多。因此，逻辑上的挑战就是房价决定了限购与否，同时房价还通过限贷政策决定了离婚。我们在表5中通过城市分组的方法来检验这种内生性是否存在，第一和第二个回归将所有城市分为限购城市和非限购城市，按照前面的逻辑，如果离婚是因为限贷政策的话，那么限购城市的房价更高，离婚也会相应增加得更多。2010年4月17日的“新国十条”首次提出将二套房的贷款利率由基准利率上升到1.1倍，房价对离婚的影响只在限购政策出台之后才会显现出来，因此我们在所有的回归中同时控制了城市的房价水平以及与2010年虚拟变量的交互项。从表5可以看出，首先，无论是限购城市还是非限购

表5 离婚的流动性动机:城市分组

	复婚人数 (全市) 非限购城市	复婚人数 (全市) 限购城市	离婚—复婚 (全市) 非限购城市	离婚—复婚 (全市) 限购城市	复婚人数 (全市) 全部城市
房价	-26.639 (202.404)	-148.549 (327.126)	3664.746 *** (641.750)	3 881.422 *** (889.929)	-4.656 (149.665)
房价 * D2010	12.129 (202.509)	-3.944 (294.023)	-3440.12 *** (642.082)	-3 595.474 *** (799.873)	-32.328 (141.611)
限购 * D2010					255.637 *** (85.123)
人均 GDP	0.006 *** (0.001)	0.013 *** (0.004)	0.034 *** (0.004)	0.030 *** (0.010)	0.008 *** (0.001)
人口规模	4.223 *** (0.670)	5.959 *** (1.683)	31.606 *** (2.125)	14.189 *** (4.578)	5.112 *** (0.611)
失业率	-0.286 (0.546)	0.470 (1.572)	1.542 (1.731)	2.760 (4.276)	0.044 (0.534)
男女性别比	-122.164 (159.769)	-1 496.35 (988.258)	271.427 (506.569)	1 114.919 (2 688.5)	-248.898 (177.489)
D2010	19.864 (57.977)	51.786 (212.541)	1 531.727 *** (183.824)	3 418.967 *** (578.207)	0.614 (48.078)
Within R ²	0.071	0.220	0.430	0.483	0.128
Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	1 588	293	1 588	293	1 881

注:括号内为标准误,*、**和***分别表示1%、5%和10%的显著性水平。所有回归均剔除了复婚大于离婚的城市。

购城市,房价水平本身对离婚没有影响;其次,更为重要的是,在2010年之后房价对离婚的影响与之前没有显著性差别,这说明即使2010年之后国家出台了限贷政策,城市家庭没有因为利率负担或者流动性约束(首付比)而选择离婚;最后,限购城市与非限购城市没有表现出系统性差别,这说明限购对离婚的影响与当地的房价水平没有关联。

不过,按照传统的婚姻经济学的理论,房价水平与离婚之间是有正向关系的,因为房价的超长增长相当于家庭的收入受到正向的冲击,同时对那些没有住房的家庭造成负向的冲击,Farnham and Schmidt(2011)的研究就发现房价的上涨会带来离婚的增长。为了考察房价的这种影响,我们在第三和第四个回归中将因变量替换为“真离婚”,可以看出房价水平对离婚产生了显著的正向影响,那些房价越高的城市的离婚也越多,但是2010年之后,房价对离婚的影响下降了,同时非限购城市与限购城市之间没有系统性差别,说明房价对离婚的影响在两组城市之间的作用是完全一样的。最后一个回归将第一和第二个回归进行综合,我们发现当加入了房价因素后,真正影响离婚的还是限购政策,为买房而离婚是为了获得更多的购房资格,而不是为了减少按揭贷款的利息成本或是首付比的流动性约束。

六、结论及政策含义

近年来中国的结婚、离婚和复婚都出现显著上升的趋势,其中结婚人数在十年间增加了0.6倍、离婚增加了1.3倍,而复婚增加了2.4倍。婚姻市场的这一系列剧烈变化与同时期的经济结构紧密相关,但却很少有文献对此展开研究。另外,由Becker所开创的经典的婚姻经济学发现,导致离婚的因素是婚姻错配和收入冲击,但是既有的实证研究却无法将后者的效应与前者区分开,使得我们并不确定离婚的发生到底是夫妻双方“自选择”的结果,还是经济社会结构剧烈变化导致的。

本文采用2010年实施的住房市场限购政策作为研究对象,一方面尝试对中国现阶段的离婚高发现象作出一些合理的解释,另一方面尝试弥补既有实证研究的不足。根据全部地级市的数据和倍差法的实验设计,我们的研究发现限购政策显著增加了离婚率,离婚数量平均上升了4.5%,这种离婚主要发生在城市的市辖区,郊区县的家庭并没有出现为买房而离婚;并且,这种离婚效应是由2011年升级后的“1+1”模式导致的,之前的“N+1”模式没有产生显著的影响;此外这些离婚的家庭主要是为了突破限购政策的购房指标,从而获得房地产市场未来的投资收益。由于限购政策对城市家庭来说足够外生,因此限购所造成的离婚就完全是由收入冲击导致的,这说明在保持婚姻匹配质量不变的前提下,未预期的收入冲击也是家庭选择离婚的重要因素。

由本文衍生的政策建议是非常直观的,限购政策的设计没有考虑到家庭的策略性行为,导致部分家庭通过改变婚姻状态来获取投资收益,更为重要的是,在现有的法律和制度框架内缺乏抵制家庭策略性行为的合理措施,其原因是无法有效甄别出哪些离婚才是策略性行为,即使技术上能够甄别,也会面临法律上的困境。因此,在未来的政策设计中,要将限购或其他政策的主体与个人挂钩,而不是与家庭挂钩,这样一方面减少政策主体的策略性行为,有利于发挥该政策的实际作用,另一方面也避免了对家庭的扭曲作用。

参考文献

- Becker, G. S., 1973, "A Theory of Marriage: Part I," *Journal of Political Economy*, 81(4):813-846.
- Becker, G. S., E. M. Landes and R. T. Michae, 1977, "An Economic Analysis of Marital Instability," *Journal of Political Economy*, 85(6):1141-1187.
- Charles, K. K. and M. Stephens, 2004, "Job Displacement, Disability, and Divorce," *Journal of Labor Economics*, 22(2):489-522.
- Doiron, D. and S. Mendolia, 2012, "The Impact of Job Loss on Family Dissolution," *Journal of Population Economics*, 25, 367-398.
- Eliason, M., 2012, "Lost Jobs, Broken Marriages," *Journal of Political Economy*, 25(4):1365-1397.
- Farnham, M. and L. Schmidt, 2011, "House Prices and Marital Stability," *American Economic Review*, 101(3):615-619.
- Friedberg, L., 1998, "Did Unilateral Divorce Raise Divorce Rates? Evidence from Panel Data," *American Economic Review*, 88(3):608-627.
- Güven, C., C. Senik and H. Stichnoth, 2012, "You Can't be Happier than Your Wife. Happiness Gaps and Divorce,"

- Journal of Economic Behavior & Organization*, 82(1):110-130.
- Hankins, S. and M. Hoekstra, 2010, "Lucky in Life, Unlucky in Love? The Effect of Random Income Shocks on Marriage and Divorce," *Journal of Human Resources*, 46(2):403-426.
- Härkönen, J. and J. Dronkers, 2006, "Stability and Change in the Educational Gradient of Divorce. A Comparison of Seventeen Countries," *European Sociological Review*, 22(5):501-517.
- Heckert, D. A., T. C. Nowak and K. A. Snyder, 1998, "The Impact of Husbands' and Wives' Relative Earnings on Marital Distribution," *Journal of Marriage and the Family*, 60(3):690-703.
- Jalovaara, M., 2003, "The Joint Effects of Marriage Partners' Socioeconomic Positions on the Risk of Divorce," *Demography*, 40(1):67-81.
- Jensen, P. and N. Smith, 1990, "Unemployment and Marital Dissolution," *Journal of Population Economics*, 3(3):215-229.
- Kalmijn, M., A. Loeve and D. Manting, 2007, "Income Dynamics in Couples and the Dissolution of Marriage and Cohabitation," *Demography*, 44(1):159-179.
- Lehrer, E. L. and C. U. Chiswick, 1993, "Religion as a Determinant of Marital Stability," *Demography*, 30(3):385-404.
- Liu, G. and A. Vikat, 2004, "Does Divorce Risk Depend on Spouses' Relative Income? A Register-Based Study of First Marriages in Sweden in 1981-1998," Max Planck Institute for Demographic Research. Working Paper.
- Morgan, S. P. and R. R. Rindfuss, 1985, "Marital Disruption: Structural and Temporal Dimensions," *American Journal of Sociology*, 90, 1055-77.
- Peters, H. E., 1986, "Marriage and Divorce: Informational Constraints and Private Contracting," *American Economic Review*, 76(3):437-454.
- Rainer, H. and I. Smith, 2010, "Staying Together for the Sake of the Home? House Price Shocks and Partnership Dissolution in the UK," *Journal of the Royal Statistical Society*, 173(3):557-574.
- Rasul, I., 2005, "Marriage Markets and Divorce Laws," *Journal of Law*, 22(1):30-69.
- Rogers, S. J., 2004, "Dollars, Dependency, and Divorce, Four Perspectives on the Role of Wives Income," *Journal of Marriage and Family*, 66(1):59-74.
- Sayer, L. C. and S. M. Bianchi, 2000, "Women's Economic Independence and the Probability of Divorce: A Review and Reexamination," *Journal of Family Issues*, 21(7):906-943.
- Smith, J. P., 1990, "Unemployment and Marital Dissolution," *Journal of Population Economics*, 3(3):215-229.
- Wei, S.-J. and X. Zhang, 2011, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China," *Journal of Political Economy*, 119(3):511-564.
- Weiss, Y., 1997, "The Formation and Dissolution of Families: Why Marry? Who Marries Whom? And What Happens Upon Divorce," in M. R. Rosenzweig and O. Stark, eds. *Handbook of Population and Family Economics*, North Holland, 81-123.
- Weiss, Y. and R. J. Willis, 1997, "Match Quality, New Information, and Marital Dissolution," *Journal of Labor Economics*, 15(1):293-329.
- Wolfers, J., 2006, "Did Unilateral Divorce Laws Raise Divorce Rates? A Reconciliation and New Results," *American Economic Review*, 96(5):1802-1820.
- 刘甲炎和范子英, 2013, 《我国房产税试点的效果评估: 基于合成控制法的研究》, 《世界经济》第 11 期 117—135 页。
- 王永钦和包特, 2011, 《异质交易者、房地产泡沫与房地产政策》, 《世界经济》第 11 期 84—102 页。