

中国住房抵押贷款拖欠风险研究^{*}

况伟大

内容提要:本文使用中国某主要商业银行 2004 年 4 月至 2009 年 5 月发放的大样本房贷数据考察了房贷拖欠和违约风险决定因素及其区域差异。研究发现:(1)房价余额比(PTB)显著影响房贷拖欠风险,但债务收入比(DTI)不显著,这表明借款人通常因权益为负而非负担不起而违约。(2)房价只对 1 个月房贷拖欠具有显著负影响,贷款余额对所有房贷拖欠和违约风险具有显著正影响,而收入和月供无显著影响。据此,商业银行应加强对大额房贷违约风险的管理。(3)房价增长率对所有房贷拖欠和违约风险具有显著负影响,而收入增长率只对 1 个月拖欠风险具有显著负影响。因此,只要房价和收入保持增长,房贷拖欠和违约风险将下降。(4)房贷拖欠风险具有明显的城市差异。因此,地理位置多样化有助于降低房贷拖欠和违约风险。(5)二手房房贷比一手房房贷具有更高的拖欠和违约风险,商业银行应加强二手房房贷的拖欠和违约风险管理。

关键词:拖欠风险 违约风险 期权因素 非期权因素

一、引言

住房抵押贷款(以下简称“房贷”)违约风险显著影响银行安全(Büyükkarabacak and Valev, 2010)。一方面,房贷在银行信贷中所占比重越大,银行风险越大(Foos et al., 2010)。中国人民银行金融统计数据显示,2008—2012 年全国房地产贷款占银行贷款比重分别为 17.40%、18.34%、19.50%、20.30% 和 19.23%;住房贷款所占比重分别为 11.04%、12.01%、12.99%、12.10% 和 12.86%。可见,中国房贷所占比重越来越高。因此,一旦房贷违约,将威胁中国商业银行安全。另一方面,因信息不对称以及“大而不倒”(too big to fail)规则,银行存在严重的逆向选择和道德风险(Van den and Skander, 2008)。Shleife & Vishny(2010)发现,追求利润最大化行为将使银行产生巨大的系统性风险。尽管经历了全球金融危机,但中国房贷违约率一直不高。据中国银监会统计,2007—2012 年商业银行的房贷不良率为 1.06%、0.91%、0.59%、0.37%、0.30%、0.30%。据美国储蓄机构管理局(Office of Thrift Supervision)2009 年 12 月 21 日公布的数据,2009 年 10 月房地美(Freddie Mac)90 天以上的贷款违约率为 4.98%,而 2008 年同期为 1.89%。可见,次贷危机发生前后,美国房贷违约率之差仅为 3.09%。因此,中国商业银行 0.30% 的不良房贷率并非意味着房贷无风险,一旦房价大跌,必然导致房贷大量违约,产生巨额违约损失,从而引发银行风险。尽管上世纪 90 年代初海南等地发生的房地产泡沫使当地银行系统限于困境,但中国尚未经历完整的住房周期,且房贷违约率较低,商业银行及其监管部门对房贷风险未引起足够重视,加之房贷数据不公开,相关研究较少。本文使用中国某主要商业银行 13 余万个住房抵押贷款数据,对房贷违约风险进行研究,为中国商业银行及其监管机构防范和管理房贷违约风险提供证据,弥补现有

^{*} 况伟大,中国人民大学商学院,邮政编码:100872,电子信箱:weidakuang@gmail.com。本文为教育部新世纪优秀人才支持计划(2011 年)、国家自然科学基金面上项目(71373276)、国家留学基金委(2012 年)、中国金融 40 人论坛·青年论坛 2011 年度研究基金的研究成果。作者衷心感谢匿名审稿人的宝贵意见,但文责自负。

研究不足。

一般而言,违约风险包括拖欠 (delinquency) 和违约,前者是后者的前奏 (precursor)。大部分决定房贷违约的因素也是房贷拖欠的因素 (Danis and Pennington-Cross, 2008)。据此,鉴于房贷拖欠文献较少,我们将房贷拖欠与违约的文献一起综述。

最早文献将违约视为卖权 (put option), 从期权理论来研究房贷违约风险, 因违约与提前还款是房贷的两种竞争性风险 (competing risk), 实证分析主要采用竞争性风险模型 (competing risk model, CRM) (Titman and Torous, 1989; Springer and Waller, 1993; Deng et al., 1996; VanderHoff, 1996; Capozza et al., 1998; Harrison et al., 2002; Downing et al., 2005; Haughwout et al., 2008; Kau et al., 2011; Capozza and Van Order, 2011)。Titman & Torous (1989) 最早在 B—S 期权理论模型 (Black and Scholes, 1973) 基础上提出了房贷违约条件。VanderHoff (1996) 在借款人财富最大化基础上, 给出了房贷违约的边界条件。Deng et al. (1996) 使用 CRM 对房地美 26 个大都市统计区 (metropolitan statistical area, MSA) 房贷数据的研究发现, 初始贷款价值比 (original loan to value, OLTV)、住房权益以及引发事件 (trigger events) 显著影响房贷违约率。Capozza et al. (1998) 使用 CRM 发现, 当前贷款价值比 (current loan to value, CLTV) 很高时, 房价、利率和租金波动对条件违约率具有显著影响, 但交易成本和引发事件对条件违约率影响较小。Harrison et al. (2002) 使用 CRM 发现, 房价波动越大, 违约的期权价格越高, 违约率越高; 利率波动越大, 提前还款的期权价格越高, 提前还款率越高。Downing et al. (2005) 对美国 1991—2002 年房地美的数据发现, 利率和房价两因素的房贷风险模型比单因素房贷风险模型能更好地解释违约和提前还款行为。Haughwout et al. (2008) 对美国 2001—2007 年发放的 1 年内发生的 3 个月拖欠房贷研究发现, 尽管信贷标准 (credit standards) 对拖欠具有重要影响, 但房价下跌是更为关键的因素。Kau et al. (2011) 对美国 1997—2008 年发放的证券化次级贷款发现, 次贷违约率的提高主要来自房价的大幅下降而非利率的变动。Capozza & Van Order (2011) 使用美国 2000—2007 年发放的房贷数据比较了贷款标准、道德风险和房价对违约风险的影响, 发现房价是最主要影响因素。Kelly et al. (2012) 将房贷负担指数 (mortgage burden index) 作为拖欠变量, 发现经历负权益的房贷同样经历拖欠。

除期权因素外, 后来的文献发现贷款特征、借款人特征、物业特征以及区域特征也显著影响房贷违约风险。上述 4 方面特征被称为非期权因素。与期权理论不同, 非期权因素的研究几乎全部采用实证分析。大部分实证研究发现, 贷款特征是影响房贷违约风险的最重要非期权因素 (Campbell and Dietrich, 1983; Capozza et al., 1997; Harrison et al., 2004; Deng et al., 2005; Diaz-Serrano, 2005; 王福林等, 2005; Tam et al., 2010; 叶光亮等, 2011)。Campbell & Dietrich (1983) 发现, 贷款价值比 (loan to value, LTV) 是影响违约的最重要因素, 其次是失业率。Capozza et al. (1997) 对 1975—1983 年美国 64 个大都市统计区 (MSA) 房贷的研究发现, LTV 是影响违约率的最重要因素, 交易费用、贷款期限以及回报率也显著影响违约率。Harrison et al. (2004) 的理论模型显示, 当违约成本很高时, 安全借款人选择高 LTV, 而风险借款人选择低 LTV; 当违约成本很低时, 风险借款人比安全借款人选择更高的 LTV。Deng et al. (2005) 对北京市房贷的研究发现, 期权理论不能解释中国房贷的违约和提前还款行为, 但借款人特征却具有很强解释力。王福林等 (2005) 对杭州房贷的研究发现, 是否为当地人、LTV、是否为期房、月供收入比、还款方式是违约的重要因素。Diaz-Serrano (2005) 对 1994—2001 年欧盟 8 个国家 1 年内拖欠房贷的研究发现, 家庭收入变动对拖欠具有显著的正影响。Tam et al. (2010) 对香港的研究发现, 滞后违约率、抵押贷款利率、CLTV、债务收入比 (debt to income ratio, DTI) 变动、CPI 与违约率成正比, 房价升值和恒生指数变化与违约率呈反比。Yang et al. (2011) 对美国房贷的研究发现, 同州抵押贷款池 (mortgage pool) 的系统风险比全国高 4 倍, 区域多样化有利于降低房贷违约风险。

最后,因信息不对称,房贷存在严重的逆向选择和道德风险问题(Kau et al.,1993;Brueckner,2000;Pavlov and Wachter,2006)。Kau et al.(1993)通过模拟证明了考虑交易成本的期权模型能更好地解释违约行为。Brueckner(2000)的理论模型显示,信息不对称导致了不同房贷市场的信用配给,安全借款人获得了均衡贷款量,风险借款人获得了非均衡贷款量。与Brueckner(2000)模型不同,Pavlov & Wachter(2006)从经理人与银行股东信息不对称角度证明,因努力程度难以观察,经理人为在短期内获得更多补偿,过度房贷,对违约风险定价过低。此外,因借款人异质性难以被观察到,最近研究还从信息不对称以及借款人异质性(heterogeneity)角度分析房贷违约风险(Deng et al.,2000;Calem et al.,2011;Capozza and Van Order,2011,Kau et al.,2011)。Deng et al.(2000)发现,尽管期权理论能够很好地解释借款人的违约和提前还款行为,但借款人的异质性将导致估计结果误差。Kau et al.(2011)将280个大都市区(MSA)作为组变量,采用测量误差来控制组内不可观察的异质性,对美国1976—2004年发放的房贷发现,测量误差对房贷终止风险具有显著影响。

综上所述,现有研究还存在以下两方面局限:一是,尽管现有文献发现拖欠与违约具有相似的影响因素(Danis and Pennington-Cross,2008),但未考察二者之间的差异;二是,尽管现有文献注意到同一区域的房贷违约行为具有相似性(Kau et al.,2011),但尚未考察区域间的差异。基于此,本文使用中国房贷数据考察拖欠与违约及其区域差异。本文余下部分如下:第二部分是数据、计量模型与统计分析,第三部分是实证分析,最后是结论和政策含义。

二、数据、模型与统计分析

(一)数据

本文使用中国某主要商业银行2004年4月至2009年5月发放的个人住房抵押贷款数据。剔除缺失信息的样本后,有效样本为130029笔贷款。样本数据包括:贷款类型(一手房和二手房按揭贷款)、贷款的发放额、发放时间、初始LTV,月供支付方式、利率类型及调整(基准利率、利差、浮动比例)、贷款期限、贷款余额;贷款发放时房屋的购买价和评估价、所在城市;借款人的出生日、性别、收入、婚姻状况、学历、家庭人口、还款状态(拖欠、提前还款、正常还款);等等。在中国,银行通常将3个月及以上的拖欠视为违约,这与国外违约定义一致。据此,本文将3个月及以上的拖欠视为违约。此外,为比较不同拖欠之间的差异,本文还将分析1个月和2个月拖欠的决定因素。

因样本数据为离散型的截尾数据(censored data),只有贷款发放而无违约或数据收集时的房价与收入。按照Deng et al.(2005)的做法,我们使用各城市的房价指数以及家庭收入指数分别计算违约或截尾时的房价与收入。据此,我们以2004年为基年,将环比的房价和收入指数转化成基比的房价和收入指数,即违约或截尾时的房价(收入)=贷款发放时房价(收入) $\times$ 违约或截尾时的房价指数(收入指数)/贷款发放时房价指数(收入指数)。其中,本期家庭收入指数=本期家庭平均可支配收入/上期家庭平均可支配收入,房价指数和家庭收入数据来自各城市统计年鉴。

(二)计量模型

前已述及,现有实证研究通常使用生存模型(survival model)进行房贷竞争性风险分析(例如,Deng et al.,1996,2000;Downing et al.,2005;Kau et al.,2011;Capozza and Van Order,2011)。在生存模型中,因无需对生存时间的分布做出假定,Cox(1972)的比例风险模型(proportional hazard model, PHM)被广泛用来进行非参数估计。此外,PHM模型还可同时分析时变变量(time-varying variables)和非时变变量(time-invariant variables),这与本文数据特点相匹配。据此,本文采用PHM模型来估计房贷违约风险。根据Deng et al.(2000)的生存模型,基于房价(P)、收入(I)和其他非期权变量(X)的违约和提前还款的联合生存函数可表示如下:

$$S(t_d, t_p | P, I, X) = \exp\left(-\sum_{i=1}^{t_d} \exp(h^d(t) + f_i^d(P, I) + X_i \beta_d) - \sum_{i=1}^{t_p} \exp(h^p(t) + f_i^p(P, I) + X_i \beta_p)\right)$$

其中, S 表示联合生存函数; $h^d(t)$ 和 $h^p(t)$ 分别表示违约和提前还款的基准风险比率 (baseline hazard rates); $f_i^d(P, I)$ 表示房价和收入的时变函数 (time-varying functions); X 表示其他非期权变量矢量; β_d 和 β_p 分别表示违约和提前还款的其他非期权系数矢量。

(三) 变量选取

首先, 违约条件决定房贷拖欠和违约风险。通常, 借款人在权益为负 (negative equity) 和支付能力不足 (unaffordability) 两种情形下违约。前者称为期权理论, 后者称为非期权理论。根据期权理论, 我们将考察期权因素房价 (P) 和贷款余额 (B) 对拖欠和违约风险的影响。由卖权执行条件, 我们将考察房价余额比 (price to balance ratio, PTB) 对拖欠和违约风险的影响。此外, 因房价波动显著影响房贷拖欠和违约风险, 我们将分析房价增长率 (g_p) 和波动率 (σ_p) 对房贷拖欠和违约风险的影响。根据非期权理论, 我们将考察非期权因素收入 (I) 和月供 (D) 对拖欠和违约风险的影响。由支付能力不足条件, 我们将考察债务收入比 (DTI) 对违约风险的影响。同样, 因收入波动也影响房贷拖欠和违约风险, 我们将分析收入增长率 (g_i) 和波动率 (σ_i) 对房贷拖欠和违约风险的影响。其中, 房价和收入增长率及其波动率由下式计算而得:

$$g_p = \left(\frac{P_T}{P_O}\right)^{\frac{1}{T-O}} - 1, g_i = \left(\frac{I_T}{I_O}\right)^{\frac{1}{T-O}} - 1, \sigma_p = \sqrt{\frac{1}{T-O} \left[\sum_{k=1}^{T-O} (P_k)^2 - (T-O)(\bar{P})^2 \right]},$$

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{T-O} \left[\sum_{k=1}^{T-O} (I_k)^2 - (T-O)(\bar{I})^2 \right]}$$

其中, g_p 和 g_i 分别表示房价和收入的几何增长率; σ_p 和 σ_i 分别表示房价和收入的标准差; T 和 O 分别表示贷款拖欠和发放的日期; $\bar{P}$ 和 $\bar{I}$ 分别表示房价和收入的均值。

其次, 非期权因素也显著影响拖欠和违约风险。根据现有文献, 非期权因素包括借款人特征、贷款特征和物业特征。对于借款人特征, 一般而言, 女性较男性更注重声誉, 违约成本较高, 违约倾向较低。据此, 我们将女性借款人作为参照组, 赋值为 0, 男性借款人 (Mal) 赋值为 1。婚姻状况包括已婚 (Mar)、单身 (Sin)、离婚 (Div)、再婚 (Rem)、分居 (Sep) 和丧偶 (Wid)。通常, 单身和离婚借款人较已婚借款人存在更大不确定性, 违约倾向较高。据此, 我们将已婚作为基础变量, 赋值为 0, 其他情形为 1。教育背景包括博士 (Phd)、硕士 (Mas)、本科 (Und)、中学 (Hig) 及以下学历。平均而言, 借款人学历越高, 收入越高, 声誉越高, 违约倾向越低。据此, 我们将中学以下学历作为对照组, 赋值为 0, 其他情形为 1。对于贷款特征, 因本文样本全部为浮动利率贷款 (ARM), 我们分析当前利率 (MR) 对房贷拖欠和违约的影响。表 6 表明, 房贷年龄 (Age) 对拖欠和违约风险的影响是非线性的, 据此我们引入房贷年龄平方 ($Age2$), 并对它们取自然对数。对于物业特征, 本文房贷所在的 18 个城市包括北京 (BJ)、上海 (SHH)、天津 (TJ)、广州 (GZH)、深圳 (SZH)、南京 (NJ)、杭州 (HZH)、大连 (DL)、青岛 (QD)、济南 (JN)、宁波 (NB)、成都 (CHD)、重庆 (CHQ)、昆明 (KM)、海口 (HKO)、温州 (WZH)、佛山 (FSH) 和珠海 (ZHH)。鉴于上海的房贷拖欠倾向在样本城市中处于中下水平 (第 14 位, 见表 5), 便于考察其他城市相对于上海是否具有更高的拖欠和违约风险, 且上海为大城市, 房贷所占比重较高 (第 4 位), 具有代表性, 我们以上海作为参照城市, 取值为 0, 其他城市取值为 1。鉴于中国二手房房贷所占比重日益提高 (占 59.05%, 见表 4), 但现有文献仅考察了单家庭住房、多家庭住房、公寓等房贷的违约风险, 尚未考察新老住房房贷的违约风险。通常, 新房的功能和升值潜力要大于老房, 前者的房贷违约风险要低于后者。据此, 我们以一手房房贷为参照组, 赋值为 0, 二手房房贷 (HT) 赋值为 1。

最后, 根据现有文献, 突发事件包括离婚、失业等。因离婚已在借款人婚姻状况中反映, 我们仅

分析失业率(Uem)对拖欠和违约风险的影响。失业率数据来自各城市统计年鉴。

(四) 统计分析

表 1 显示:第一,初始 $LTV(OLTV)$ 的均值为 63.02%,这表明房贷首付比例均值为 36.98%,高于美国。第二,房贷的市场利率均值为 6.24%,最大值为 7.83%,最小值为 5.94%,均为央行当年执行的基准利率。第三,平均贷款期限为 223.88 个月(18.66 年),表明中国房贷期限较长。第四,初始贷款额均值为 37.95 万元,表明中国平均房贷额度较小。第五,借款人平均年龄为 35.31 岁,表明贷款人多为年轻人。第六,借款人月收入及其增长率、标准差分别为 11962.73 元、9.16%、1.15,表明月收入增长率较大,但波动不大。第七,住房均价及其增长率和标准差分别为 65.75 万元、3.46% 和 2.96,表明房价增长率较低,但波动较大。第八,房价余额比(PTB)均值为 3.92,表明借款人权益平均为正;债务收入比(DTI)均值为 40.43%,高于美国 30% 的 DTI 标准。

表 1 主要变量的统计分析

变量	均值	最大值	最小值	标准差
$OLTV(\%)$	63.02	99.99	0.53	49.71
市场利率($\%$)	6.24	7.83	5.94	0.63
贷款期数(月)	224.32	360	5	113.09
初始贷款额(万元)	37.95	822.00	0.20	34.44
借款人年龄(岁)	35.31	62	1	7.92
借款人月收入(元)	11962.73	235000.00	254.24	282547.7
月收入增长率($\%$)	9.16	23.68	-9.70	2.68
月收入标准差	1.15	13271.54	0.00	37.93
月供(元)	3319.80	141065.30	22.59	3217.24
房价(万元)	65.75	13300.00	1.80	71.14
房价增长率($\%$)	3.46	40.30	-14.90	6.63
房价标准差	2.96	1560.73	0.00	6.13
PTB	3.92	19018.36	0.07	73.38
$DTI(\%)$	40.43	856.23	0.01	34.05

表 2 显示,拖欠贷款 3832 个,占全部样本的 2.95%。其中,1 个月拖欠、2 个月拖欠、3 个月及以上拖欠(违约)贷款分别占 2.56%、0.22%、0.17%。^①可见,房贷违约率很小。但是,本次全球金融危机对中国房贷拖欠风险冲击很大,危机发生前 2005 年的房贷拖欠率为 0.34%,而危机发生时 2007 年的房贷拖欠率高达 1.21%。

表 3 显示, $PTB < 1$ 房贷的拖欠率仅为 0.01%,而 $PTB > 1$ 房贷的拖欠率达到 2.94%。可见,卖权条件并非违约的唯一决定因素。通常,30% 的 DTI 被美国、澳大利亚等国视为住房支付困难,50% 及以上被视为严重住房支付困难(Baker et al., 2006; Schwartz & Wilson, 2008)。Mostafa et al. (2006) 将 50% 作为中国中等收入者住房支付困难指标,而 $DTI > 30\%$ 、 $DTI > 50\%$ 的房贷拖欠率分别为 1.58% 和 0.37%,这可能因不同借款人的债务承受能力不同造成的。

^① 需要说明的是,一部分拖欠是由借款人的临时疏忽与遗忘造成,另一部分则是由期权和非期权因素导致。前者发生的概率通常小于后者,据此我们假定拖欠主要是由后者造成的,感谢审稿专家的意见。

表 2 不同年份的房贷拖欠分布

年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009	合计
正常还款	1002 (0.77)	7351 (5.65)	22739 (17.49)	34494 (26.53)	16941 (13.03)	8404 (6.46)	90931 (69.93)
1 个月拖欠	62 (0.05)	376 (0.29)	1047 (0.81)	1355 (1.04)	429 (0.33)	60 (0.05)	3329 (2.56)
2 个月拖欠	2 (0.00)	39 (0.03)	97 (0.07)	123 (0.09)	22 (0.02)	0 (0.00)	284 (0.22)
3 个月及 以上拖欠	4 (0.00)	28 (0.02)	63 (0.05)	110 (0.08)	14 (0.01)	0 (0.00)	219 (0.17)
提前还款	1046 (0.80)	7221 (5.55)	13717 (10.55)	11174 (8.59)	1559 (1.20)	83 (0.06)	34800 (26.76)
部分提 前还款	2 (0.00)	19 (0.01)	77 (0.06)	201 (0.15)	122 (0.09)	46 (0.04)	467 (0.36)
合计	2118 (1.63)	15034 (11.56)	37740 (29.02)	47457 (36.50)	19087 (14.68)	8593 (6.61)	130029 (100.00)

注:括号内为房贷风险所占比重(%),下同。

表 3 不同 PTB 和 DTI 的房贷拖欠分布

指标	PTB < =1	PTB > 1	DTI < =30%	DTI > 30%	DTI < =50%	DTI > 50%	合计
未拖欠	278 (0.21)	125920 (96.84)	48394 (37.22)	77804 (59.84)	102151 (78.56)	24047 (18.49)	126198 (97.05)
1 个月拖欠	11 (0.01)	3318 (2.55)	1563 (1.20)	1766 (1.36)	2909 (2.24)	420 (0.32)	3329 (2.56)
2 个月拖欠	1 (0.00)	282 (0.22)	118 (0.09)	165 (0.13)	249 (0.19)	34 (0.03)	283 (0.22)
3 个月及 以上拖欠	2 (0.00)	217 (0.17)	89 (0.07)	130 (0.09)	195 (0.15)	24 (0.02)	219 (0.17)
合计	292 (0.22)	129737 (99.78)	50164 (38.58)	79865 (61.42)	105504 (81.14)	24525 (18.86)	130029 (100.00)

注:方便起见,我们将正常还款、提前还款和部分提前还款统称为“未拖欠贷款”,下同。

表 4 显示,二手房和一手房贷款的拖欠率分别为 1.79% 和 1.15%,每 100 个二手房和一手房贷款的拖欠数分别为 3.05 和 2.80。可见,二手房房贷不仅拖欠率高,拖欠倾向也高。

表 4 新老住房房贷的拖欠分布

类型	一手房	二手房	合计
未拖欠	51755 (39.80)	74443 (57.25)	126198 (97.05)
1 个月拖欠	1344 (1.03)	1985 (1.52)	3329 (2.56)
2 个月拖欠	86 (0.07)	197 (0.15)	283 (0.22)

续表 4

类型	一手房	二手房	合计
3 个月及以上拖欠	61 (0.05)	158 (0.12)	219 (0.17)
拖欠倾向(每 100 个房贷)	2.80	3.05	2.95
合计	53246 (40.95)	76783 (59.05)	130029 (100.00)

表 5 显示,在 18 个城市中,尽管深圳房贷的拖欠率最高,为 0.73%,但天津房贷的拖欠倾向最高。100 个房贷中,天津、佛山、珠海、海口、成都、重庆、温州、深圳、南京、济南、大连、广州、杭州、上海、北京、昆明、宁波和青岛的拖欠数分别为 4.73、4.63、4.52、3.67、3.41、3.40、3.35、3.21、3.14、2.81、2.59、2.58、2.41、2.32、2.17、2.12、1.87 和 1.55。可见,房贷的拖欠倾向具有明显的区域差异。

表 5 不同城市房贷的拖欠分布

城市	未拖欠	1 个月拖欠	2 个月拖欠	3 个月及以上拖欠	拖欠倾向 (每 100 个房贷)	合计
上海	9005 (6.93)	167 (0.13)	23 (0.02)	24 (0.02)	2.32	9219 (7.09)
杭州	7398 (5.69)	166 (0.13)	7 (0.01)	10 (0.01)	2.41	7581 (5.83)
宁波	4144 (3.19)	68 (0.05)	5 (0.00)	6 (0.00)	1.87	4223 (3.25)
温州	635 (0.49)	22 (0.02)	0 (0.00)	0 (0.00)	3.35	657 (0.51)
北京	25214 (19.39)	488 (0.38)	47 (0.04)	24 (0.02)	2.17	25773 (19.82)
南京	9563 (7.35)	261 (0.20)	25 (0.02)	24 (0.02)	3.14	9873 (7.59)
大连	3121 (2.40)	73 (0.06)	6 (0.00)	4 (0.00)	2.59	3204 (2.46)
重庆	7055 (5.43)	221 (0.17)	16 (0.01)	11 (0.01)	3.40	7303 (5.62)
天津	1492 (1.15)	58 (0.04)	8 (0.01)	8 (0.01)	4.73	1566 (1.20)
济南	1729 (1.33)	44 (0.03)	3 (0.00)	3 (0.00)	2.81	1779 (1.37)
青岛	2163 (1.66)	29 (0.02)	3 (0.00)	2 (0.00)	1.55	2197 (1.69)
珠海	4249 (3.27)	182 (0.14)	13 (0.01)	6 (0.00)	4.52	4450 (3.42)

续表 5

城市	未拖欠	1 个月拖欠	2 个月拖欠	3 个月及以上拖欠	拖欠倾向 (每 100 个房贷)	合计
佛山	7771 (5.98)	332 (0.26)	27 (0.02)	18 (0.01)	4.63	8148 (6.27)
海口	5989 (4.61)	219 (0.17)	7 (0.01)	2 (0.00)	3.67	6217 (4.78)
成都	1162 (0.89)	36 (0.03)	3 (0.00)	2 (0.00)	3.41	1203 (0.93)
昆明	877 (0.67)	17 (0.01)	1 (0.00)	1 (0.00)	2.12	896 (0.69)
深圳	28775 (22.13)	799 (0.61)	82 (0.06)	74 (0.06)	3.21	29730 (22.86)
广州	5855 (4.50)	148 (0.11)	7 (0.01)	0 (0.00)	2.58	6010 (4.62)
合计	126198 (97.05)	3329 (2.56)	283 (0.22)	219 (0.17)	2.95	130029 (100.00)

表 6 显示,因初期还款压力较大,房贷拖欠多发生在第 2 年和第 3 年。此外,房贷拖欠倾向先增后减。每 100 个房贷中,1—6 年以及 6 年以上的拖欠数分别为 1.29、2.87、3.64、4.48、3.69、3.31 和 3.61。可见,房贷年龄对房贷拖欠风险的影响是非线性的。

表 6 不同还款期的房贷拖欠分布

还款月数	< = 12	13—24	25—36	37—48	49—60	61—72	72 以上	合计
未拖欠	29371 (22.59)	40679 (31.28)	29310 (22.54)	14622 (11.25)	5478 (4.21)	3298 (2.54)	3440 (2.65)	126198 (97.05)
1 个月拖欠	349 (0.27)	1017 (0.78)	964 (0.74)	596 (0.46)	188 (0.14)	101 (0.08)	114 (0.09)	3329 (2.56)
2 个月拖欠	20 (0.01)	92 (0.07)	83 (0.06)	56 (0.04)	13 (0.01)	10 (0.01)	9 (0.01)	283 (0.22)
3 个月及以上拖欠	16 (0.01)	91 (0.07)	61 (0.05)	34 (0.03)	9 (0.01)	2 (0.00)	6 (0.00)	219 (0.17)
拖欠倾向(每 100 个房贷)	1.29	2.87	3.64	4.48	3.69	3.31	3.61	2.95
合计	29756 (22.88)	41879 (32.20)	30418 (23.39)	15308 (11.77)	5688 (4.37)	3411 (2.62)	3569 (2.74)	130029 (100.0)

三、实证分析

表 7 报告了中国房贷拖欠和违约风险的 PHM 回归结果。Panel A 是对违约条件的回归。

表 7 中国房贷拖欠和违约风险的 PHM 回归结果^①

变量	Panel A			Panel B			Panel C		
	拖欠 1 月	拖欠 2 月	拖欠 3 月及以上	拖欠 1 月	拖欠 2 月	拖欠 3 月及以上	拖欠 1 月	拖欠 2 月	拖欠 3 月及以上
<i>PTB</i>	-0.08*** (-4.16)	-0.24** (-2.25)	-0.43*** (-2.25)						
<i>DTI</i>	0.31*** (5.72)	0.23 (0.85)	0.31 (1.22)						
<i>P</i>				-0.01*** (-5.75)	-0.00 (-0.94)	-0.00 (-0.95)			
<i>B</i>				0.02*** (7.55)	0.02*** (2.88)	0.02*** (2.44)			
<i>I</i>				-0.00 (-0.06)	-0.22 (-1.17)	-0.01 (-0.19)			
<i>D</i>				-0.10 (-0.43)	-1.11 (-0.94)	-0.52 (-0.57)			
<i>g_P</i>							-12.69*** (-9.55)	-11.00*** (-2.36)	-16.65*** (-3.25)
<i>g_I</i>							-8.14*** (-4.37)	-6.94 (-1.12)	-9.42 (-1.26)
<i>σ_P</i>							-0.02** (-2.21)	-0.00 (0.06)	0.00 (1.01)
<i>σ_I</i>							0.00 (0.68)	-0.11 (-0.88)	0.00 (0.27)
<i>BJ</i>	0.00 (0.03)	-0.16 (-0.35)	-1.46*** (-2.53)	0.06 (0.39)	0.10 (0.21)	-1.25** (-2.11)	0.47*** (3.03)	0.17 (0.33)	-0.86 (-1.37)
<i>GZH</i>	-0.03 (-0.18)	-2.27** (-2.11)	—	0.02 (0.09)	-1.82* (-1.66)	—	-0.05 (-0.25)	-2.20** (-2.02)	—
<i>SZH</i>	-0.06 (-0.37)	-1.18** (-2.11)	-0.74 (-1.44)	-0.05 (-0.30)	-0.74 (-1.25)	-0.27 (-0.50)	-0.77*** (-4.15)	-1.60*** (-2.61)	-1.26** (-2.08)
<i>TJ</i>	0.53*** (2.52)	-0.29 (-0.41)	-0.63 (-0.76)	0.57*** (2.69)	-0.00 (-0.01)	-0.30 (-0.36)	1.20*** (5.26)	0.38 (0.36)	0.22 (0.25)
<i>HZH</i>	-0.17 (-1.03)	-2.63*** (-2.45)	-1.09* (-1.70)	-0.12 (-0.73)	-2.32** (-2.13)	-0.77 (-1.22)	0.21 (1.24)	-2.36** (-2.17)	-0.53 (-0.83)
<i>JN</i>	0.48** (2.14)	0.28 (0.39)	0.26 (0.35)	0.55** (2.40)	0.58 (0.78)	0.64 (0.85)	1.06*** (4.60)	0.69 (0.93)	1.08 (1.37)
<i>QD</i>	-0.67** (-2.38)	-0.57 (-0.80)	-1.05 (-1.27)	-0.59** (-2.07)	-0.21 (-0.29)	-0.67 (-0.79)	-0.21 (-0.71)	-0.15 (-0.20)	-0.39 (-0.44)

① 因回归系数不显著,且存在多重共线性,本文没报告失业率的回归结果。

续表 7

变量	Panel A			Panel B			Panel C		
	拖欠 1 月	拖欠 2 月	拖欠 3 月及以上	拖欠 1 月	拖欠 2 月	拖欠 3 月及以上	拖欠 1 月	拖欠 2 月	拖欠 3 月及以上
<i>HKO</i>	0.53*** (3.51)	-0.36 (-0.60)	—	0.61*** (3.81)	-0.02 (-0.03)	—	1.09*** (6.76)	0.03 (0.04)	—
<i>ZHH</i>	0.51*** (2.90)	-0.03 (-0.06)	-0.78 (-1.03)	0.50*** (2.84)	-0.03 (-0.05)	-0.96 (-1.28)	1.71*** (7.22)	0.63 (0.71)	0.40 (0.41)
<i>FSH</i>	0.69*** (3.97)	0.60 (1.06)	-1.28 (-1.16)	0.75*** (4.22)	0.85 (1.40)	-1.02 (-0.91)	2.60*** (10.50)	1.94** (2.31)	0.51 (0.43)
<i>HT</i>	0.30*** (4.05)	1.04*** (3.71)	1.06*** (2.89)	0.30*** (4.04)	0.99*** (3.53)	1.05*** (2.90)	0.26*** (3.54)	0.93*** (3.25)	0.99*** (2.68)
<i>MR</i>	-1.89*** (-6.50)	-0.51 (-1.24)	0.52** (2.18)	-1.92*** (-6.60)	-0.55 (-1.32)	0.46** (1.94)	-1.25*** (-4.61)	-0.21 (-0.49)	1.03*** (3.61)
<i>Age</i>	-1.60*** (-14.96)	-1.35*** (-3.39)	-1.78*** (-3.18)	-1.60*** (-14.91)	-1.39*** (-3.50)	-1.83*** (-3.31)	-1.33*** (-11.47)	-1.22*** (-2.89)	-1.57*** (-2.58)
<i>Age2</i>	0.15*** (10.93)	0.14*** (2.90)	0.16** (2.30)	0.15*** (10.94)	0.14*** (2.95)	0.16** (2.39)	0.13*** (8.84)	0.13*** (2.58)	0.15** (1.97)
<i>Mal</i>	0.01 (0.14)	0.21 (0.90)	0.54* (1.68)	0.01 (0.13)	0.22 (0.92)	0.56* (1.75)	0.01 (0.20)	0.22 (0.92)	0.55* (1.70)
<i>Sin</i>	0.31*** (4.51)	0.46** (1.95)	1.22*** (3.62)	0.31*** (4.50)	0.49** (2.06)	1.32*** (3.89)	0.32*** (4.78)	0.51** (2.16)	1.30*** (3.88)
<i>Div</i>	0.47*** (4.19)	-0.10 (-0.19)	1.59*** (3.41)	0.46*** (4.15)	-0.05 (-0.09)	1.65*** (3.56)	0.48*** (4.30)	-0.07 (-0.12)	1.64*** (3.52)
<i>Wid</i>	-0.88 (-0.88)	1.82* (1.78)	2.60*** (2.49)	-0.88 (-0.88)	1.87* (1.83)	2.66*** (2.55)	-0.90 (-0.90)	1.80* (1.76)	2.76*** (2.65)
<i>Phd</i>	-1.28* (-1.80)	—	—	-1.30* (-1.82)	—	—	-1.40** (-1.98)	—	—
<i>Mas</i>	-0.65*** (-3.49)	—	—	-0.68*** (-3.65)	—	—	-0.69*** (-3.71)	—	—
<i>Und</i>	-0.48*** (-5.16)	-0.89*** (-2.55)	-1.10*** (-2.62)	-0.49*** (-5.26)	-0.94*** (-2.69)	-1.23*** (-2.92)	-0.50*** (-5.38)	-0.94*** (-2.69)	-1.22*** (-2.91)
Log likelihood	-9679.20	-725.01	-410.35	-9677.73	-724.71	-412.06	-9656.11	-727.07	-411.06
LR $\chi^2(40)$	921.65	114.74	125.07	925.39	115.41	121.69	968.62	110.68	123.69
观测值	42265	42265	42265	42277	42277	42277	42277	42277	42277

注:(1)括号内为 z 值;(2)***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;(3)“—”表示无此结果;(4)本文只报告显著变量、未报告不显著变量以及提前还款风险的回归结果,感兴趣读者可向作者索取。

Panel A 显示,房价余额比(*PTB*)对不同拖欠风险具有显著负影响。这表明,首先,借款人的权益越小,拖欠和违约可能性越大。债务收入比(*DTI*)对 1 个月拖欠具有显著正影响,对 2 个月拖欠、3 个月及以上拖欠(违约)影响不显著。这表明,非期权违约条件对不同拖欠风险的影响不同。据此,期权违约条件比非期权违约条件更容易引起违约。换言之,借款人通常因权益为负而非负担不起违约。

其次,房贷拖欠风险表现出明显的城市差异。对 1 个月的拖欠而言,相对于上海,只有青岛具有较低的房贷拖欠风险,而天津、济南、海口、佛山和珠海具有更高的房贷拖欠风险。对 2 个月拖欠而言,只有广州、深圳和杭州具有较低的房贷拖欠风险,其他城市则无显著差异。对 3 个月及以上的拖欠而言,只有北京和杭州具有较低的房贷拖欠风险,其他城市则无显著差异。此外,不同房贷拖欠风险具有显著区域差异。相对于上海,北京只具有较低的 3 个月及以上拖欠(违约)风险,杭州不仅具有较低的 2 个月拖欠风险,而且具有较低的 3 个月及以上拖欠(违约)风险,广州、深圳只具有较低的 2 个月拖欠风险,而天津、济南、海口、珠海和佛山只具有较高的 1 个月拖欠风险。可见,地理位置多样化有助于降低房贷拖欠和违约风险。

第三,二手房房贷比一手房房贷具有更高的拖欠和违约风险。相对于一手房房贷,二手房房贷对所有拖欠和违约的系数显著为正。实际上,因二手房的功能和升值潜力较一手房差,二手房借款人更容易拖欠和违约。因此,商业银行应加强二手房房贷的拖欠和违约风险管理。

第四,贷款特征显著影响房贷拖欠风险。市场利率对 1 个月拖欠风险的影响显著为负,对 3 个月及以上拖欠(违约)风险的影响显著为正,但对 2 个月拖欠风险的影响不显著。可见,市场利率越高,借款人的支付能力越低,房贷违约风险越高。此外,房贷年龄具有非线性影响。房贷年龄系数显著为负,但房贷年龄平方系数显著为正。这表明,房贷拖欠和违约风险在还款期内先升后降,这与本文的统计分析一致。实际上,在还款初期,借款人因缴纳首付而还款压力较大,容易拖欠和违约,随借款人支付能力逐渐增加,拖欠和违约风险降低。

第五,借款人特征也显著影响房贷拖欠和违约风险。相对于已婚者,单身、离婚和丧偶借款人对 3 个月及以上拖欠(违约)的系数显著为正,2 个月拖欠只有离婚借款人的系数不显著,1 个月拖欠只有丧偶借款人的系数不显著。可见,单身、离婚和丧偶借款人较已婚借款人具有更高的拖欠和违约风险。此外,学历越高,借款人的拖欠和违约风险越低。相对于中学以下学位,博士、硕士、本科学位的借款人具有更低的 1 个月拖欠风险,但博士和硕士学位借款人对 2 个月拖欠、3 个月及以上拖欠(违约)的系数不显著,因具有博士和硕士学位的借款人尚无拖欠和违约记录(见表 8)。表 8 显示,高学历借款人具有较低的 *DTI*(博士除外),支付能力较高,拖欠和违约概率较低。最后,男性借款人较女性借款人具有更高的违约倾向。表 9 显示,男性借款人不仅 *DTI* 比女性借款人高,而且 *DTI* 的标准差也比女性借款人大。这表明,男性借款人不仅还款压力较大,而且支付能力波动较大,容易违约。因此,商业银行应加强男性借款人的房贷违约风险管理。

表 8 不同教育背景借款人的 *DTI* 分布

教育背景	博士	硕士	本科	高中	高中以下	合计
未拖欠	346	2,966	30,756	7,999	11,347	53,414
1 个月拖欠	2	36	617	211	311	1,177
2 个月拖欠	0	0	47	13	25	85
3 个月及以上拖欠	0	0	26	5	21	52
<i>DTI</i> 均值	0.48	0.45	0.44	0.47	0.46	0.45

表 9 不同性别借款人的 *DTI* 及其标准差分布

<i>DTI</i>	男性借款人	女性借款人
均值	0.41	0.40
标准差	0.36	0.31

表 7Panel B 是对期权和非期权因素的回归。Panel B 显示,房价对 1 个月拖欠具有显著负影响,对 2 个月拖欠、3 个月及以上拖欠(违约)影响不显著。这表明房价越高,1 个月拖欠风险越低。但是,贷款余额对房贷拖欠和违约风险具有显著的正影响。这表明,贷款余额越高,房贷拖欠和违约风险越高。据此,商业银行应加强大额房贷的违约风险管理。此外,借款人收入和月供对房贷拖欠和违约风险无显著影响。这表明,收入和月供对房贷拖欠和违约风险的影响小于房价和贷款余额。最后,Panel B 中其他变量回归结果与 Panel A 基本一致,证明本文的回归结果是稳健的。

表 7Panel C 是对房价与收入增长及其波动的回归。Panel C 显示,房价增长率对所有房贷拖欠和违约风险具有显著负影响,而收入增长率只对 1 个月拖欠风险具有显著负影响。这表明,房价和收入增长有助于降低房贷拖欠和违约风险,这与理论预期一致。但是,除房价标准差对 1 个月拖欠风险具有显著负影响外,房价和收入的标准差对房贷拖欠和违约风险影响不显著。实际上,中国房价和收入增长在本文样本期间未经历完整的住房周期和经济周期,二者的波动对房贷拖欠和违约风险无显著影响也不难理解。Panel C 中其他主要变量回归结果与 Panel A 基本一致,再次证明本文的回归结果是稳健的。

四、结论与政策含义

众所周知,因房贷数据缺乏,现有文献尚未对中国房贷拖欠和违约风险及其决定因素进行深入研究。本文使用中国某主要商业银行的大样本房贷数据,深入研究了上述问题,对商业银行及其监管机构加强房贷违约风险管理具有重要的现实意义。

统计结果显示,全样本中拖欠贷款占 2.95%,1 个月拖欠、2 个月拖欠、3 个月及以上拖欠(违约)贷款分别占 2.56%、0.22%、0.17%,房贷违约率很小。18 个城市的房贷拖欠风险不同,深圳的房贷拖欠率最高,而天津的房贷拖欠倾向最高。相对于一手房房贷,二手房房贷不仅拖欠率高,而且拖欠倾向高。

实证研究发现,房贷拖欠风险具有明显的城市差异。相对于上海,只有青岛具有较低的 1 个月房贷拖欠风险,而天津、济南、海口、佛山和珠海具有更高的 1 个月房贷拖欠风险;只有广州、深圳和杭州具有较低的 2 个月房贷拖欠风险,只有北京和杭州具有较低的 3 个月及以上房贷拖欠(违约)风险,其他城市则无显著差异。此外,不同房贷拖欠风险具有显著区域差异。相对于上海,北京只具有较低的 3 个月及以上拖欠(违约)风险,杭州不仅具有较低的 2 个月拖欠风险,而且具有较低的 3 个月及以上拖欠(违约)风险,广州、深圳只具有较低的 2 个月拖欠风险,天津、济南、海口、珠海和佛山只具有较高的 1 个月拖欠风险。因此,为降低房贷拖欠和违约风险,商业银行应充分考虑地理位置的多样化。

实证研究还发现,期权违约条件比非期权违约条件更容易引起违约。首先,房价余额比(*PTB*)对所有拖欠和违约风险具有显著负影响,而债务收入比(*DTI*)只对 1 个月拖欠风险具有显著正影响。因此,借款人通常因负权益而非负担不起违约。其次,房价只对 1 个月拖欠具有显著负影响,贷款余额对所有拖欠和违约风险具有显著正影响,而收入和月供无显著影响。因此,商业银行应加强大额房贷的违约风险管理。最后,房价增长率对所有房贷拖欠和违约风险具有显著负影响,而收入增长率只对 1 个月拖欠风险具有显著负影响。这表明,只要房价和收入继续保持增长,房贷发生拖欠和违约的可能性将下降。除房价标准差对 1 个月拖欠风险具有显著负影响外,房价和收入的波动对房贷拖欠和违约风险影响不显著。这表明样本期内房价和收入的波动尚未对房贷拖欠和违

约风险产生影响。

我们还发现,二手房房贷比一手房房贷具有更高的拖欠和违约风险。鉴于二手房房贷所占比重日益提高,商业银行应加强二手房房贷的拖欠和违约风险管理。学历越高,借款人的拖欠和违约风险越低;单身、离婚和丧偶借款人较已婚者具有更高的拖欠和违约风险;男性借款人较女性借款人具有更高的违约倾向。因此,商业银行应重视借款人特征对房贷拖欠和违约风险的影响。

参考文献

- 王福林、贾生华、邵海华,2005:《个人住房抵押贷款违约风险影响因素实证研究——以杭州市为例》,《经济学(季刊)》第3期。
- 叶光亮、邓国营、黎志刚,2011:《个人住房贷款行为与房贷调控的有效性分析》,《经济研究》增1期。
- Baker, E., A., Beer, and C. Paris, 2006, "The Development of a Methodology that Provides Indices to Measure and Monitor Housing Needs at Various Spatial Scales", Australian Housing and Urban Research Institute.
- Black, F., and M. Scholes, 1973, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *Journal of Political Economy*, 81, 637—654.
- Brueckner, J. K., 2000, "Mortgage Default with Asymmetric Information", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 20, 251—274.
- Büyükkarabacak, B., and N. T. Valev, 2010, "The Role of Household and Business Credit in Banking Crises", *Journal of Banking and Finance*, 34, 1247—1256.
- Calem, P., C. Henderson, and J. Liles, 2011, "'Cherry Picking' in Subprime Mortgage Securitizations: Which Subprime Mortgage Loans were Sold by Depository Institutions Prior to the Crisis of 2007", *Journal of Housing Economics*, 20, 120—140.
- Campbell, T. S., and J. K. Dietrich, 1983, "The Determinants of Default on Insured Conventional Residential Mortgage Loans", *Journal of Finance*, 38, 1569—1581.
- Capozza, D. R., D. Kazarian, and T. A. Thomson, 1997, "Mortgage Default in Local Markets", *Real Estate Economics*, 25, 631—655.
- Capozza, D. R., D. Kazarian, and T. A. Thomson, 1998, "The Conditional Probability of Mortgage Default", *Real Estate Economics*, 26, 359—389.
- Capozza, D. R., and R. Van Order, 2011, "The Great Surge in Mortgage Defaults 2006—2009: The Comparative Roles of Economic Conditions, Underwriting and Moral Hazard", *Journal of Housing Economics*, 20, 141—151.
- Cox, D. R., 1972, "Regression Models and Life-Tables", *Journal of the Royal Statistical Society*, 34, 187—220.
- Danis, M. A., and A. Pennington-Cross, 2008, "The Delinquency of Subprime Mortgages", *Journal of Economics and Business*, 60, 67—90.
- Deng, Y., D. Zhang, and C. Ling, 2005, "An Early Assessment of Residential Mortgage Performance in China", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 31, 117—136.
- Deng, Y., J. M. Quigley, and R. Van Order, 1996, "Mortgage Default and Low Downpayment Loans: The Costs of Public Subsidy", *Regional Science and Urban Economics*, 26, 263—285.
- Deng, Y., J. M. Quigley, and R. van Order, 2000, "Mortgage Terminations, Heterogeneity and the Exercise of Mortgage Options", *Econometrica*, Mar., 68, 75—307.
- Diaz-Serrano, L., 2005, "Income Volatility and Residential Mortgage Delinquency Across the EU", *Journal of Housing Economics*, 14, 153—177.
- Downing, C., R. Stanton, and N. Wallace, 2005, "An Empirical Test of a Two-Factor Mortgage Valuation Model: How Much Do House Prices Matter", *Real Estate Economics*, 33, 681—710.
- Foos, D. N., and M. Weber, 2010, "Loan Growth and Riskiness of Banks", *Journal of Banking and Finance*, 34, 2929—2940.
- Harrison, D. M., T. G. Noordewier, and A. Yavas, 2004, "Do Riskier Borrowers Borrow More", *Real Estate Economics*, Fall, 32, 385—411.
- Harrison, D., W. R. Archer, D. C. Ling, and M. T. Smith, 2002, "Mitigating Information Externalities in Mortgage Markets: The Role of Government-Sponsored Enterprises", *Cityscape*, 6, 115—143.
- Hauthout, A., R. Peach, and J. Tracy, 2008, "Juvenile Delinquent Mortgages: Bad Credit or Bad Economy", *Journal of Urban Economics*, 64, 246—257.
- Kau, J. B., D. C. Keenan, and T. Kim, 1993, "Transaction Costs, Suboptimal Termination and Default Probabilities", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 21, 247—263.
- Kau, J. B., D. C. Keenan, and X. Li, 2011, "An Analysis of Mortgage Termination Risks: A Shared Frailty Approach with MSA-

- Level Random Effects", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 42, 51—67.
- Kelly, R., Y. McCarthy, and K. McQuinn, 2012, "Impairment and Negative Equity in the Irish Mortgage Market", *Journal of Housing Economics*, 21, 256—268.
- Mostafa, A., F. K. Wong, and C. M. E. Hui, 2006, "Relationship Between Housing Affordability and Economic Development in Mainland China—Case of Shanghai", *Journal of Urban Planning and Development*, 132, 62—70.
- Pavlov, A., and S. M. Wachter, 2006, "The Inevitability of Market Wide Underpricing of Mortgage Default Risk", *Real Estate Economics*, 34, 479—496.
- Schwartz, M., and E. Wilson, 2008, "Who Can Afford To Live in a Home?: A Look at Data from the 2006 American Community Survey", US Census Bureau (<http://www.census.gov/hhes/www/housing/special-topics/files/who-can-afford.pdf>).
- Shleifer, A., and R. W. Vishny, 2010, "Unstable Banking", *Journal of Financial Economics*, 97, 306—318.
- Springer, T. M., and N. G. Waller, 1993, "Lender Forebearance: Evidence from Mortgage Delinquency Patterns", *AREUEA Journal*, 21, 27—46.
- Tam, M. W., E. Hui, and X. Zheng, 2010, "Residential Mortgage Default Behaviour in Hong Kong", *Housing Studies*, September, 25, 647—669.
- Titman, S., and W. Torous, 1989, "Valuing Commercial Mortgages: An Empirical Investigation of the Contingent-Claims Approach to Pricing Risky Debt", *Journal of Finance*, 44, 345—373.
- Van den, H., and J. Skander, 2008, "The Welfare Cost of Bank Capital Requirements", *Journal of Monetary Economics*, 55, 298—320.
- VanderHoff, J., 1996, "Adjustable and Fixed Rate Mortgage Termination, Option Values and Local Market Conditions: An Empirical Analysis", *Real Estate Economics*, 24, 379—406.
- Yang, T. T., C. Lin, and M. Cho, 2011, "Collateral Risk in Residential Mortgage Defaults", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 42, 115—142.

The Residential Mortgage Delinquency Risks in China

Kuang Weida

(School of Business, Renmin University of China)

Abstract: This paper employs the unique large-scale residential mortgage database originated from April 2004 through May 2009 by one Chinese major mortgage lender to empirically investigate the determinants of various mortgage delinquencies and their geographic differentials. We find that price to balance ratio (PTB) rather than debt to income (DTI) significantly impacts mortgage delinquency risk. Hence, the mortgagors normally default due to negative equity rather than their unaffordability. Second, housing price is solely negatively associated with one-month delinquency and loan balance is positively associated with all mortgage delinquency and default risks, whereas borrower's income and monthly payment are not statistically significant. Thus, Chinese commercial banks should improve default risk management in large mortgage loans. Third, the growth rate of housing price is negatively associated with all mortgage delinquency and default risks, while the growth rate of borrower's income is merely negatively correlated with one-month delinquency risk. Therefore, the mortgage delinquency and default risks decrease with the increases of housing price and borrower's income. Fourth, mortgage delinquency risk varies across cities. Relative to Shanghai, Beijing and Hangzhou show lower mortgage default risks, while Guangzhou, Shenzhen and Hangzhou have lower two-months mortgage delinquency risks. In addition, Tsingtao exhibits lower one-month mortgage delinquency risk, whereas Tianjin, Jinan, Haikou, Foshan and Zhuhai have higher mortgage delinquency risks. For this reason, the mortgage geographic diversification helps to reduce mortgage delinquency and default risks. Fifth, mortgages in second-hand houses show higher delinquency and default propensities than that of mortgages in first-hand houses. Hence, Chinese commercial banks should improve delinquency and default risk management in their second-hand house loans.

Key Words: Delinquency Risk; Default Risk; Option Factors; Non-option Factors

JEL Classification: D10, L85

(责任编辑:成言)(校对:曹帅)