

美国量化宽松政策对中国债券市场的冲击分析

摘要：本文以 2008 年 1 月至 2014 年 12 月的月度数据为研究样本，通过构建 SVAR 模型，在控制利率差和汇率的影响后，分别从短期约束和长期约束两个角度使用脉冲响应分析美联储量化宽松政策对中国债券市场的影响，研究发现美联储量化宽松政策对中国国债市场、信用债市场皆存在显著影响。同时，对中国资本市场进行的结构性方差分解结果表明，美国基础货币量及美国国债收益率的变动对中国债券市场的影响也都存在长期影响

关键词： 美国量化宽松 中国债券市场 冲击效应

导语

尽管 2008 年金融危机已经过去 8 年了，但对世界经济的影响仍在蔓延与继续。为了应对这一危机，美联储从 2008 年 11 月开始实施了 4 轮量化宽松货币政策(QE)。量化宽松货币政策也许促进了美国经济复苏，但对新兴市场国家的经济可能会造成严重冲击。随着美国经济逐步复苏，美联储结束 QE 也将势在必行。QE 的实施导致美元泛滥，这可能会引起国际资本大量流入新兴市场国家，而 QE 的退出又可能会引起国际资本大量从新兴市场国家流出。那么美联储量化宽松政策会对中国债券市场产生怎样的影响？这个问题值得深入研究。

本文的主要贡献在于：第一，借助 SVAR 模型测度了美联储量化宽松政策对中国债券市场包括国债市场和信用债市场在内的有关影响；第二，通过结构性方差分解对中国债券市场受到的影响进行剖析，深入了解美联储量化宽松政策的影响程度。此外，本文的研究期间涵盖 QE 增强与减弱阶段，这使得研究更有意义、更加全面。值得一提的是，本文进一步完善了关于美联储 QE 这一国际热点问题的研究，特别是丰富了外部环境对中国债券市场影响的研究。

美国历次 QE 情况简介

2008 年美国次贷危机爆发，不良资产数量迅速上升。同时，金融机构之间的资金往来也发生困难，流动性出现危机。从 2008 年 10 月至 2010 年 4 月，美联储开始第一次量化宽松。11 月 24 日，美联储宣布将购买由房地美、房利美和联邦住宅贷款银行发行的价值 1000 亿美元的债券及其担保的 5000 亿美元资产支持证券。2010 年 3 月，QE1 结束。美联储购买了 1.25 万亿美元的抵押资产支持证券，3000 亿美元的美国国债和 1750 亿美元的机构证券，累计 1.725 万亿美元左右。

在此轮量化宽松的刺激下，纳斯达克股指由 2008 年 12 月的 8675 点调整到 2010 年 2 月底的 10400 点左右，涨幅近 20%，避免了美国经济迅速滑坡。

QE1 过后，美国经济避免了大幅滑落，但是出现了通货膨胀现象，加之欧债危机的影响，经济复苏前景黯淡。故在 2010 年 11 月至 2011 年 6 月间，美联储执行第二轮量化宽松政策。2011 年 6 月底之前，美联储共购买 6000 亿美元美国长期国债，并维持 0-0.25% 的现

行联邦基金利率不变。此次 QE 之后，大量货币流出，世界各国纷纷采取紧缩政策自保。

两轮量化宽松之后，美国的经济依然低迷，就业指数等经济数据持续走低，复苏无望。所以，美联储在 2012 年 6 月底前购买 4000 亿美元 6 年期至 20 年期国债，并将在同期出售相同规模的 3 年期或更短国债。第三轮量化宽松虽然有利于美国政府降低融资成本，缓解主权债务危机，但同时也会刺激企业中长期投资和房地产的消费愿望。

2012 年 12 月 13 日，美联储宣布推出第四轮量化宽松（QE4），每月采购 450 亿美元国债，替代扭曲操作，加上 QE3 每月 400 亿美元的宽松额度，联储每月资产采购额达到 850 亿美元。此外，美联储表示，只要失业率高于 6.5%，利率将一直保持在 0 到 0.25% 的极低水平。

在连番量化宽松的刺激下，美国经济逐渐复苏，通胀、非农就业等数据好转。同时量化宽松已经渐渐实效，在此背景之下，美联储不断释放加息信号，以退出金融危机后所使用的非常规的量化宽松政策。

文献综述

1. 国外相关文献

关于美国 QE 对中国资本市场影响的研究较少，Fratzscher 等(2012)认为美国 QE 导致了快速发展的新兴市场经济体的股价上升和债券收益率下降，此 Morgan(2011)指出美国 QE 冲击了新兴亚洲经济体的经济，包括利率、汇率、股价等的变化。更多的研究是围绕美国 QE 对其自身资本市场的影响，主要分为作用渠道、政策效果、研究方法 3 个方面。

关于作用渠道，Bernanke(2008)认为 QE 主要是通过投资组合渠道来实施的；Gagnon 等(2011)研究了投资组合渠道的含义，并指出长期收益率与公共债务到期结构的度量正相关；Bauer 和 Rudebusch(2011)则主张投资组合渠道应该是弱的，更可能是通过“信号渠道”起作用的；Christensen 和 Rudebusch(2012)也推断该计划主要是通过信号渠道起作用的；Thornton(2012)认为投资组合渠道并不能很好地解释长期收益率的下降；D'Amico 等(2012)认为主要是通过稀缺渠道和久期渠道运转的。

关于政策效果，Bernanke 等(2004)认为长期国债购买将显著地降低长期收益率；D'Amico 和 King(2010)发现，与非大规模购买计划中的证券相比，计划中证券的收益率要下降得更多；Gagnon 等(2011)认为 QE 降低了长期私人借贷利率，对包括国债、公司债券在内

的许多证券的长期利率有着经济上显著的长期、可持续的影响；一系列的研究(D'Amico 和 King, 2010; Krishnamurthy 和 Vissing-Jorgensen, 2011; Hamilton 和 Wu, 2012)也发现, 美联储 QE 有效地降低了中长期利率; Li 和 Wei(2013)的研究表明, 美联储 QE1 和 QE2 共同将 10 年期国债收益率降低了 100 个基准点。

关于研究方法, Gagnon 等(2011)以及 Krishnamurthy 和 Vissing-Jorgensen(2011)使用事件研究法发现, 主要 QE 演讲和宣布后长期国债和私人标签证券的收益率立刻显著下降; Gagnon 等(2011)和 D'Amico 等(2012)以及 Hamilton 和 Wu(2012)运用时间序列回归研究了 QE 对国债收益率的影响。

2 . 国内相关文献

目前, 国内关于 QE 对中国资本市场影响的研究不断增多, 主要是通过利率和汇率两个渠道实现的, 具体影响集中体现在流动性、资产价格和风险冲击 3 个方面。

首先, 边卫红等(2013)指出, 在美联储退出 QE 后中美利差缩小和人民币对美元贬值双重套利因素的驱动下, 短期内国际热钱会流出中国境内, 从而加剧了中国境内金融市场的流动性紧缺状况, 并加大了金融体系去杠杆化过程中中国央行货币政策的调控难度。何国华和彭意(2014)也进一步指出美国金融市场环境收紧将导致全球的流动性降低。

其次, 王树同等(2009)指出, 美联储 QE 的一个直接后果就是美元贬值, 再加上低息将使大量资本外流, 中国成为热钱的理想投资目的地, 由此推动了中国资本资产价格大涨, 致使中国将面临更大的资产价格泡沫压力。李自磊和张云(2013)指出, 美联储 QE 通过国际大宗商品价格和汇率渠道对我国通胀水平构成了显著冲击, 这也会影响到包括金融资产在内的资产价格。王自锋和白玥明(2013)也指出, 美联储 QE 对中美通货膨胀的影响差异即 QE 对中国通货膨胀的溢出效应强于对美国国内物价的直接影响。熊爱宗(2013)指出, QE 通过促进国际资本流入将会促进新兴市场经济体资产价格上涨, 严重时可能导致资产价格泡沫, 特别是第一轮政策期间中国香港股指上涨了 52%, 其他经济体股市也出现了不同程度的上涨。

最后, 盛夏(2013) 利用结构向量自回归模型(SVAR) 和或有权益分析方法(CCA) 研究了美联储持续实施 QE 对我国宏观金融风险造成的冲击, 研究表明对不同部门的风险冲击不一, 特别是对金融部门和企业部门冲击的时滞较长, 短期影响大于长期影响。易宪容(2014)指出, 一旦美国 QE 退出, 人民币贬值趋势将增强, 早期流入的热钱将会撤出中国市场, 这会把中国影子银行及地方政府融资平台的风险都暴露出来。

不难看出,国外文献侧重于分析美联储 QE 对其自身资本市场发展的影响,而国内文献虽然提到了美联储 QE 对中国资本市场的有关影响,但这些研究多为间接研究。与本文较为相似的是盛夏(2013)的研究,该文采用结构性向量自回归模型,以 2007 年第 1 季度至 2010 年第 4 季度共计 20 个数据为研究样本考察了美联储 QE 冲击对中国公共部门、金融部门、企业部门宏观金融风险的影响。本文与其不同的是,一方面体现在研究内容上,本文将侧重研究美联储 QE 对中国债券市场(包括国债市场和信用债市场)产生的影响;另一方面是研究时间,本文分析的是 2008 年 1 月至 2014 年 12 月的月度数据,期间所涵盖的信息更加丰富。基于此,本文接下来将同样采用结构向量自回归模型和结构性方差分解模型对这一影响进行测度并对相关问题进行深入分析。

数据描述

美联储为刺激经济增长,自 2008 年 11 月份实施 QE 以来不断采取购买中长期国债同时出售短期国债的方式调控流通中的货币量。为此,本文选用美国广义基础货币量(M2)10 年期国债收益率(ATY10)作为美联储 QE 的代理变量,其中基础货币量 M2 是序列式并经过季节调整。同时本文选取中国 10 年期国债收益率(CTY10)、10 年期企业债收益率(CCY10)和分别衡量利率债市场、信用债市场的发展状况。考虑到货币政策溢出效应的传导机制主要集中在商品贸易渠道、利率渠道和汇率渠道上(何国华和彭意, 2014),显然与本文研究的资本市场更为密切的是利率渠道和汇率渠道,因此本文选择利率差(IRS)和汇率(ER)作为外生控制变量。

本文的原始数据全部来自于万德数据库。本文选取了 2008 年 1 月至 2014 年 12 月的月度数据共计 84 个数据样本,这期间涵盖了美联储实施 4 次 QE 的增强与减弱阶段。

模型设定

无论是美联储 QE 的推出还是美联储 QE 的退出,都会对美国及全球经济和市场造成巨大的影响与冲击(易宪容, 2014)。尤其是美联储退出 QE 标志着美元企稳走强,致使国债利率上扬,进而导致大量投资性资金撤出中国,造成资产价格的大幅波动并给中国的金融稳定埋下巨大的隐患(谭小芬, 2010),这也将对未来较长时间内我国金融市场尤其是 A 股市场

的外部整体流动性环境构成明显制约(边卫红等, 2013)。因此, 美联储 QE 的出现与变化对全球市场特别是资本市场所带来的震撼性影响与巨大冲击是不可避免的。基于此, 本文将利用美联储 QE 与中国债券市场的变量构建以下 SVAR 模型来考察其冲击效应:

$$A_0 \begin{pmatrix} M2_t \\ ATY10_t \\ Z_t \end{pmatrix} = A_1 \begin{pmatrix} M2_{t-1} \\ ATY10_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + A_2 \begin{pmatrix} M2_{t-2} \\ ATY10_{t-2} \\ Z_{t-2} \end{pmatrix} + \dots + A_\rho \begin{pmatrix} M2_{t-\rho} \\ ATY10_{t-\rho} \\ Z_{t-\rho} \end{pmatrix} + W \begin{pmatrix} IRS_t \\ ER_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^{M2} \\ u_t^{AYT10} \\ u_t^Z \end{pmatrix} \quad (1)$$

其中, Z_t 为中国债券市场指标变量, 分别表示中国 10 年期国债收益率(CTY10)、10 年期企业债收益率(CCY10)。对结构冲击项的方差-协方差矩阵 Ω 进行 Cholesky 分解, 即 $\Omega = P \times P'$, 据此可以将模型(1)改写为:

$$A_0 \begin{pmatrix} u_t^{M2} \\ u_t^{AYT10} \\ u_t^Z \end{pmatrix} = B \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{M2} \\ \varepsilon_t^{AYT10} \\ \varepsilon_t^Z \end{pmatrix}, \text{ 其中 } \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{M2} \\ \varepsilon_t^{AYT10} \\ \varepsilon_t^Z \end{pmatrix} = P^{-1} \begin{pmatrix} u_t^{M2} \\ u_t^{AYT10} \\ u_t^Z \end{pmatrix}, \quad (2)$$

SVAR 模型是在 VAR 模型基础上发展起来的, 可以捕捉模型系统内各个变量之间的即时结构性关系, 而且通过施加约束条件有效地克服了 VAR 模型中参数过多的问题。根据 SVAR 模型的识别条件, 除了假定结构项矩阵 A_0 的主对角线元素为 1 和结构冲击项 u_t 的方差-协方差矩阵 Ω 为对角矩阵外, 需要对模型施加 3 个约束。根据施加关系不同, 可分为两类约束。

第一类, 短期约束。较为常见的做法是设结构矩阵 A_0 为下三角阵, 经常被称为“伍德因果链”(Wold Causal Chain, WCC)约束, 即处于较高位置的内生变量对处于低位的内生变量的变化没有反应, 从实质上看, WCC 给出了一个递归的 SVAR 系统。就本文而言, 首先, 美国当期基础货币量(M2)对美国当期国债收益率(ATY10)即中国债券市场(Z)的变化没有反应; 换言之, 无论是美国国债收益率还是中国债券市场, 它们的波动对美国基础货币量毫无影响, 因为美国基础货币量更多地受发行量和货币乘数的影响, 为此本文可以施加的约束条件之一是矩阵 A_0 中的元素为 $a_{12} = a_{13} = 0$ 。其次, 在美联储 QE 实施期间, 美国当期国债收益率(ATY10)对中国资本市场(Z)的变化也没有反应, 这是由于中国资本市场属于新型资本市场, 其影响力毕竟是有限的, 不足以影响到包括国债收益率在内的美国资本市场, 即 $a_{23} = 0$, 基于此, 将模型(2)调整后得到:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^{M2} \\ u_t^{AYT10} \\ u_t^Z \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{M2} \\ \varepsilon_t^{AYT10} \\ \varepsilon_t^Z \end{pmatrix} \quad (3)$$

第二类, 长期约束。可以通过公式说明, 即 $A(1) = A_0 - \sum_{i=1}^{\rho} A_i$ 是一个下三角矩阵。

这是由Blanchard等(1989)最早提出的,是基于结构扰动项累积长期脉冲响应的性质设定的,实质上是要限定短期条件下的矩阵 A_0 和矩阵 B 与长期条件下的矩阵 C 之间的关系。其假设 $c_{i,j}=0(i \neq j)$ 的含义是第 i 个变量对第 j 个结构冲击项的反应从长期看是0。换句话说,从长期来看不同变量之间的相互影响是0,于是得到调整后模型为:

$$\begin{pmatrix} M2_t \\ ATY10_t \\ Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ 0 & c_{22} & 0 \\ 0 & 0 & c_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{M2} \\ \varepsilon_t^{AYT10} \\ \varepsilon_t^Z \end{pmatrix} \quad (4)$$

实证检验结果及分析

1. 单位根检验与滞后期选择

变量	检验类型 (C, T, L)	T 值	P 值	结论
M2	(C, 0, 0)	0.9156	0.9954	不平稳
$\Delta M2$	(C, 0, 0)	-6.9182	0.0000	平稳
ATY10	(C, 0, 0)	-1.7916	0.3826	不平稳
$\Delta ATY10$	(C, 0, 0)	-7.7362	0.0000	平稳
CTY10	(C, 0, 0)	-2.8363	0.0571	不平稳
$\Delta CTY10$	(C, 0, 0)	-6.1175	0.0000	平稳
CCY5	(C, 0, 0)	-2.3804	0.1500	不平稳
$\Delta CCY5$	(C, 0, 0)	-6.3655	0.0000	平稳
IRS	(C, 0, 0)	-3.7792	0.0043	平稳
ER	(C, 0, 0)	-2.1646	0.2206	不平稳
ΔER	(C, 0, 0)	-5.7330	0.0000	平稳

表 1 单位根检验

为确保变量的平稳性,本文选用 ADF 检验对各变量进行单位根检验(见表 1)。通过检验可知, M2、ATY10、CTY10、CCY10 和 ER 的原始序列非平稳, 但其一阶差分序列平稳, 其他变量的原始序列平稳。

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-590.3510	NA	1157.533	15.56756	15.84151	15.67714
1	-329.7706	480.5509	1.682570	9.033004	9.580906	9.252160

2	-302.1493	48.78579*	1.039688*	8.549332*	9.371186*	8.878066*
3	-296.4778	9.575192	1.138644	8.635787	9.731592	9.074100
4	-289.6564	10.98508	1.213944	8.692375	10.06213	9.240265
5	-288.9418	1.095103	1.522524	8.907580	10.55129	9.565049
6	-282.0051	10.08979	1.632355	8.961171	10.87883	9.728218
7	-277.1515	6.681506	1.858177	9.068871	11.26048	9.945496

表 2-1 SVAR(TY)的滞后阶数选择

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-615.2182	NA	2208.231	16.21346	16.48741	16.32304
1	-355.3582	479.2224	3.270469	9.697615	10.24552	9.916771
2	-328.4808	47.47170*	2.060311	9.233268	10.05512*	9.562002*
3	-318.5609	16.74799	2.020660*	9.209373*	10.30518	9.647685
4	-310.5838	12.84613	2.090584	9.235943	10.60570	9.783834
5	-307.8076	4.254458	2.485291	9.397600	11.04131	10.05507
6	-303.1390	6.790687	2.826267	9.510104	11.42776	10.27715
7	-296.5235	9.107083	3.073335	9.572039	11.76365	10.44866

表 2-2 SVAR(CY)的滞后阶数选择

在运用 SVAR 模型之前需要确定最佳滞后阶数。本文采用 LogL、LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 这 6 个评价标准选择滞后期，检验结果如表 2 所示。据此，本文两个模型 SVAR(TY)、SVAR(CY)都将选择的滞后期确定为 2。

2 . 协整检验与 AR 根分布

原假设	迹统计量	5%临界值	最大特征根统计量	5%临界值
None	38.17094*	29.79707	22.43687*	21.13162
At most 1	15.73407*	15.49471	12.93281	14.26460
At most 2	2.801258	3.841466	2.801258	3.841466

表 3-1 SVAR(TY)的 Johansen 协整检验结果

原假设	迹统计量	5%临界值	最大特征根统计量	5%临界值
None *	40.04523	29.79707	25.38642	21.13162
At most 1 *	14.65882	15.49471	11.61706	14.26460
At most 2	3.041759	3.841466	3.041759	3.841466

表 3-2 SVAR(CY)的 Johansen 协整检验结果

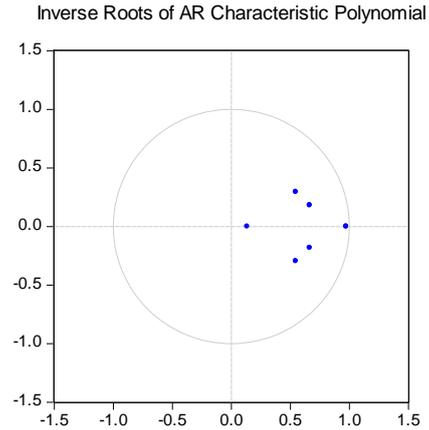
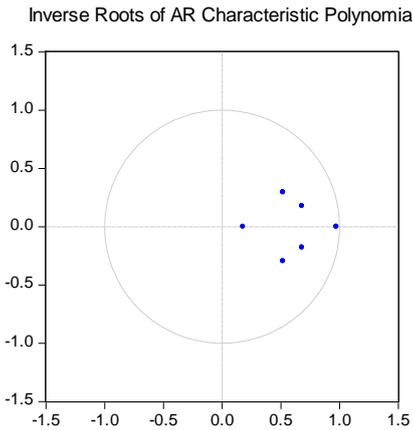


图 2-1 SVAR(TY)的 AR 根倒数的分布

图 2-2 SVAR(TY)的 AR 根倒数的分布

考虑到若在 SVAR 模型中施加长期约束则有必要对变量之间的长期稳定关系进行检验，即 Johansen 协整检验(见表 3)。由于上文已经确定滞后阶数为 2，则协整检验中的滞后阶数为 1，检验结果表明存在 1 个协整关系，这说明变量之间存在长期稳定关系。此外，SVAR 模型的 AR 根倒数均落在单位圆之内(见图 2)，这说明模型是稳定的。

3. 模型估计与结构脉冲响应分析

经过检验和调整，将代表中国利率债市场、信用债市场的发展状况的 10 年期国债收益率(CTY10)、10 年期企业债收益率(CCY10)分别与代表美联储 QE 的基础货币量(M2) 和国债收益率(ATY10) 组建 2 个模型，依次命名为 SVAR(TY)、SVAR(CY)，分别考察美联储 QE 对中国利率债市场及信用债市场的影响。

在确定模型可识别后，效仿盛夏(2013)的研究方法，使用极大似然方法(FIML)估计得到 SVAR 模型(模型(3)和模型(4))的所有未知参数，结果见表 4。

	a_{21}	a_{31}	a_{32}	b_{11}	b_{22}	b_{33}	c_{11}	c_{22}	c_{33}
SVAR(TY)	0.10	0.10	0.10	0.10***	0.10***	0.10***	1412.39***	1.83***	1.32***
SVAR(CY)	0.10	0.10	0.10	0.10***	0.10***	0.10***	1445.90***	1.69***	1.19***

表 4 SVAR 模型估计结果

接下来使用结构脉冲响应函数分析美联储 QE 对中国资本市场的动态影响，即测度结构扰动项一个标准正向冲击对其他变量现在以及未来走势(接下来 20 个月)的影响轨迹，进而描绘出变量间的动态交互作用及效应。

(1) 美国基础货币量(M2)变动对中国债券市场的影响

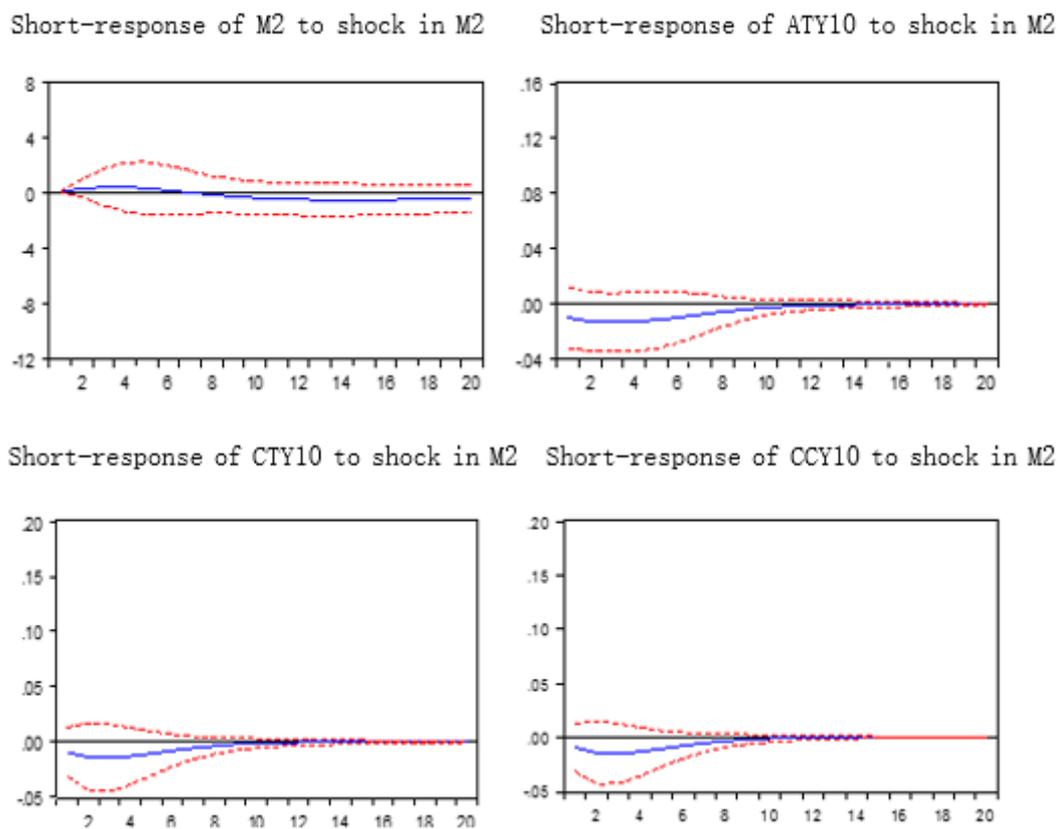
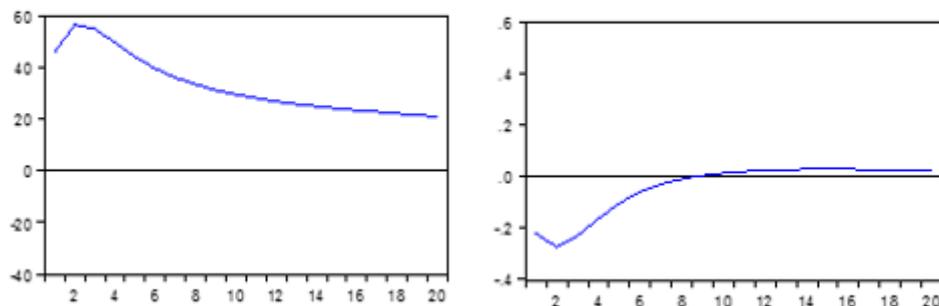


图3 短期结构脉冲响应函数——广义基础货币量

首先，对 SVAR 模型施加短期约束，得到的结构脉冲响应分析如图 3 所示。给基础货币量(M2)一个正向冲击，其自身会产生先上升后下降并逐步减弱的正向响应，进而推动货币供给量的增长。同时，美国的国债市场，中国的国债市场、信用债市场都呈现出负向的响应，在第 3、4 个月达到最大负响应，之后逐步回升，在第 10 个月逐步都趋于平稳，这可能是由于美国的流动性增加导致对其国债市场的需求增多，故收益率下降。进一步的，美国宽松的流动性以国际资本的形式流入中国债券市场，导致对中国国债、信用债的需求增加，收益率下降。总价来看，美联储 QE 在短期内将导致其国内及中国这样的快速发展的新型市场经济体的债券收益率下降，这与 Fratzscher 等(2012)的分析结果一致。

Long-response of M2 to shock in M2 Long-response of ATY10 to shock in M2



Long-response of CTY10 to shock in M2 Long-response of CCY10 to shock in M2

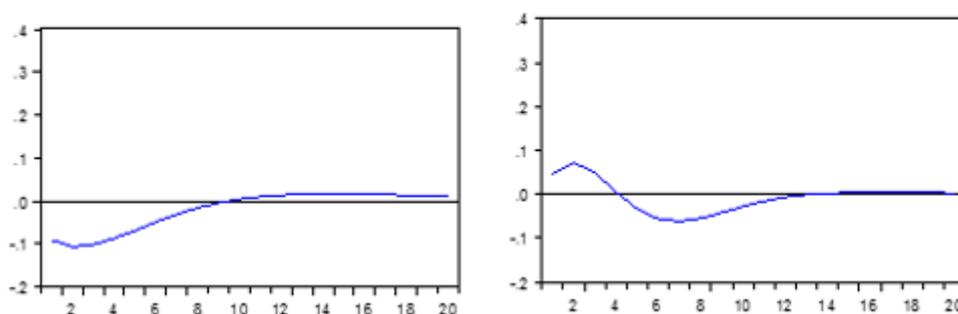
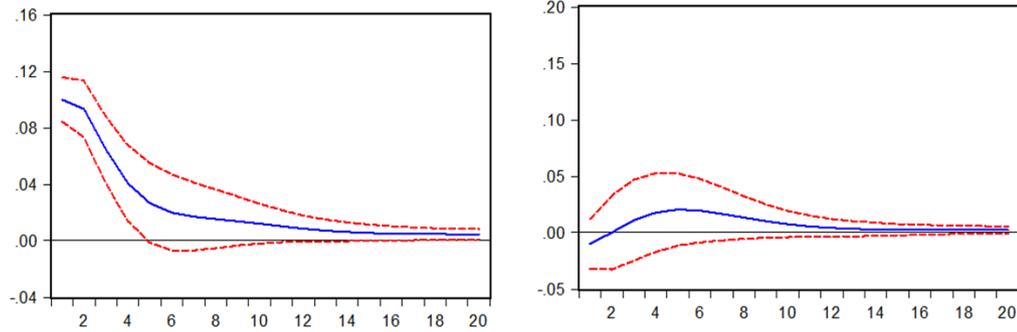


图4 长期结构脉冲响应函数——广义基础货币量

其次，对SVAR模型施加长期约束，得到的相应分析如图4所示。当基础货币量(M2)一个正向冲击后，其自身会产生“倒U型”的正向响应，但相比短期约束，此时的波动幅度较大且时滞较长，即在第2、3个月达到最大值并成为拐点。与此同时，其对美国、中国国债市场的冲击基本上与短期约束相似，只是波动幅度更大，而且在10个月后会有一微小的正向响应。这主要是因为长期来看，10个月后当QE基本结束时，流动性减小，国债收益率反而会会有一个上升的趋势。与短期约束有较大差别的是中国信用债市场对于美国基础货币量(M2)的响应。当基础货币量(M2)一个正向冲击后，中国信用债的收益率会先有一个正向的响应，在4个月转入负向，并在12个月后趋向稳定。

(2) 美国国债收益率变动对中国债券市场的影响

Short-response of ATY10 to shock in ATY10 Short-response of ATY10 to shock in ATY10



Short-response of ATY10 to shock in ATY10

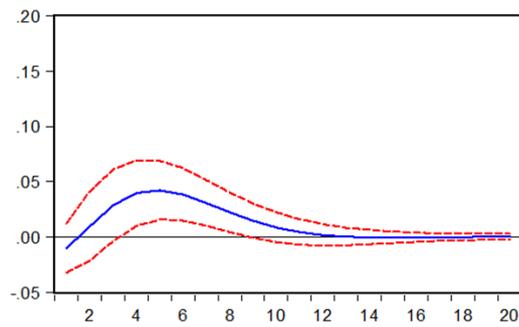
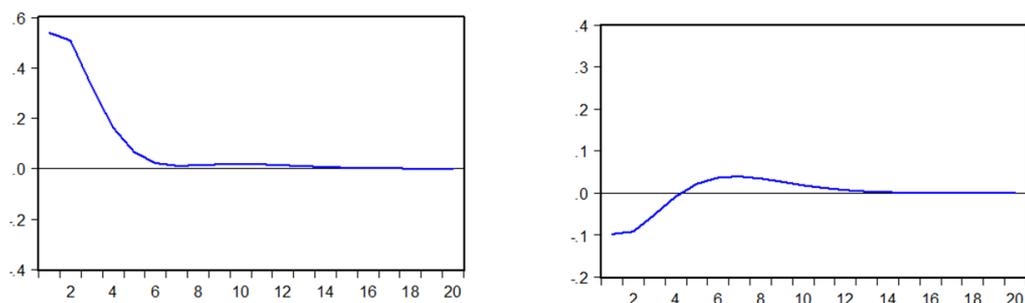


图 5 短期结构脉冲响应函数——美国国债收益率

首先，同基础货币量分析相似，对 SVAR 模型施加短期约束，分析结果如图 5 所示。可以发现，美国国债收益率(ATY10)受到一个正向冲击后对其自身产生的影响与图 3 中的基础货币量(M2)相似，呈现出逐渐衰弱的正响应。同时，这一冲击对中国当期债券收益率产生明显正响应，无论是国债还是信用债的收益率，都是先上升至第 5 个月达到顶峰，在第 6 个月月开始减弱至最终为零，其原因可能在于：在美联储推出 QE 过程中，由于美联储通过大规模地购买中长期国债等方式来向金融市场注入大量流动性，以达到将债券收益率维持在较低水平的目的(谭小芬，2010)，而在美联储退出 QE 的过程中，美国国债收益率受到正向冲击后，我国资本外流将增加，最终由于关联关系会给整个债券市场带来正效应，从而引导债券收益率的提升。

Long-response of ATY10 to shock in ATY10 Long-response of CTY10 to shock in ATY10



Long-response of CCY10 to shock in ATY10

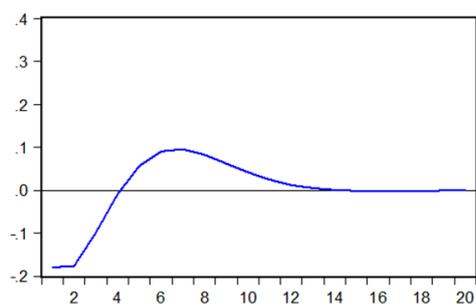


图6 长期结构脉冲响应函数——美国国债收益率

其次,同样对 SVAR 施加长期约束,分析结果如图 6 所示。美国国债收益率(ATY10)的一个正向冲击对其自身的影响与短期约束的情形相似,而这一冲击对中国债券市场会产生倒“U型”响应,这不同于短期约束,图 6 表明从长期来看债券市场对这一冲击在短期内会呈现出明显的负响应,之后负响应越来越小,转至正响应再逐渐平稳。

根据上文的脉冲响应分析,美联储 QE 在短期内对中国债券市场的冲击较大,影响持续较长,无论是国债市场还是信用债市场,在美国推出 QE 时都会面临收益率下降的情况,而在美国推出 QE 时中国债券市场的收益率又将上升。相比而言,信用债市场的波动要大于国债市场,说明信用债市场更容易受到美国 QE 的影响。

4. 结构性方差分解

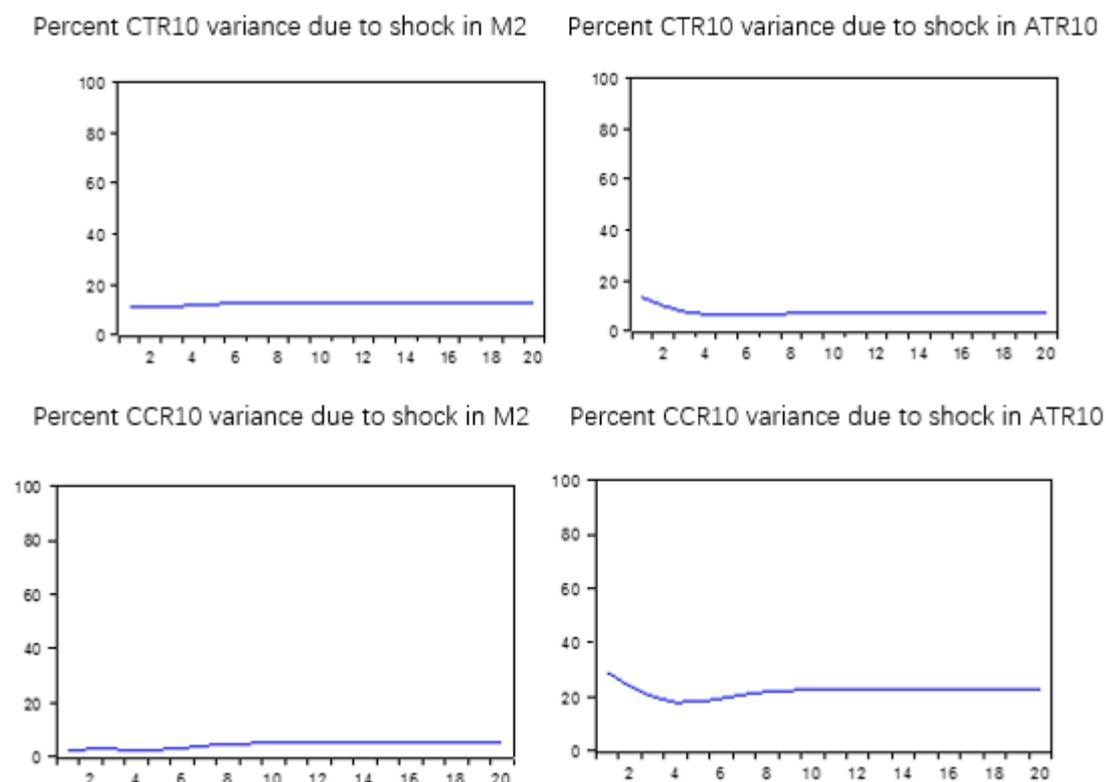


图7 长期结构方差分解

脉冲响应函数描述的是SVAR模型中一个内生变量的冲击给其他内生变量所带来的影响，而结构性方差分解是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化(通常用方差来度量)的贡献度，即根据第 j 个变量基于冲击的方差对第 i 个变量的方差的相对贡献度来观测第 j 个变量对第 i 个变量的影响，进一步评价不同结构冲击的重要性。因此，本文在脉冲响应分析基础上进行结构性方差分解，考察美国长期基础货币量和长期国债收益率对中国债券市场的影响程度，分析结果如图7所示。

不难看出，来自于长期美国基础货币量和国债收益率的结构冲击对中国债券市场产生了重要影响。对中国国债市场而言，美国长期基础货币量和长期国债收益率的影响程度相差不多，各占10%左右；对中国信用债市场而言，美国长期国债收益率占主导，超过了20%，而长期基础货币量的影响较小，大致在8%左右。总结来看，美国QE外溢促成了新兴市场国家的金融体系运转对于高流动性状态的依赖。对我国而言，一段时间以来金融体系对于这种高流动性的依赖不仅没有支撑实体经济的发展，反而带来了资金空转的隐患，并容易由此引发例如2013年银行业的“钱荒”困局(边卫红等，2013)，加剧了借贷缺口，本文的结

论也证实了这一点。

四、结论

本文通过构建 SVAR 模型，在控制利率差和汇率的影响后，分别从短期约束和长期约束两个角度使用脉冲响应分析美联储量化宽松政策对中国债券市场的影响，研究发现美联储量化宽松政策对中国国债市场、信用债市场皆存在显著影响。同时，对中国资本市场进行的结构性方差分解结果表明，美国基础货币量及美国国债收益率的变动对中国债券市场的影响也都存在长期影响，且其中美国国债收益率的变动对信用债市场的影响更大。具体而言，美国基础货币量的正向冲击，会使中国国债市场和信用债市场收益率都产生负响应，这主要是因为美国流动性增加后热钱流入中国进入债券市场，对债券的需求增加使得收益率下降。而美国国债收益率的正向冲击会引起中国国债市场和信用债市场收益率的正响应，且信用债市场的响应更加强烈。总结而言，美联储量化政策对中国债券市场价格带来了显著的正向冲击效应。

参考文献

[1] Bauer, M. D., G. D. Rudebusch. The Signaling Channel for Federal Reserve Bond Purchases [R]. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper, 2011(21).

[2] Bernanke, B., V. Reinhart, B. Sack. Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment [R]. Brookings Papers on Economic Activity, 2004(2):1-100.

[3] Bernanke, B. S. Federal Reserve Policies in the Financial Crisis [R]. speech at the Greater Austin Chamber of Commerce, Austin, Texas, December 1, 2008-12-1.

[4] Blanchard, Olivier Jean, Danny. The Dynamic Effects of Demand and Supply Disturbances [J]. American Economic Review, 1989(79):655-673.

[5] Christensen, J. H. E., Rudebusch, G. D.. The Response of Government Yields to Central Bank Purchases of Long-Term Bonds [J]. Economic Journal, 2012(22):385-414.

[6] D'Amico, S., T. King. Flow and Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases [R]. Finance and Economics Discussion Series Paper, Board of Governors of the Federal

Reserve System, 2010-52.

[7] D'Amico, S., W. B. English, D. Lopez-Salido, E. Nelson. The Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchase Programs: Rationale and Effect [J]. *Economic Journal*, 2012(122):415-446.

[8] Fratzscher M, Lo Duca M, Straub, R.. Quantitative Easing, Portfolio Choice and International Capital Flows [R]. Draft, European Central Bank, Frankfurt, 2012(22) .

[9] Gagnon, J., M. Raskin, J. Remach, B. Sack. The Financial Market Effects of the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchases [J]. *International Journal of Central Banking*, 2011(7):3-43.

[10] Hamilton, J. D., J. Wu. The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2012(44):3-46.

[11] Krishnamurthy, A., A. Vissing-Jorgensen. The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates [R]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2011(Fall) : 215-265.

[12] Li, CanlinMin Wei. Term Structure Modeling with Supply Factors and the Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchase Programs [J]. *International Journal of Central Banking*, 2013(3):3-39.

[13] Morgan, Peter J.. Impact of US Quantitative Easing Policy on Emerging Asia [R]. *ADB Working Paper*, 2011(321):1-14.

[14] Thornton, Daniel L.. Evidence on the Portfolio Channel of Quantitative Easing [R]. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper*, 2012 (015A):1-24.

[15]边卫红,陆晓明,高玉伟,陶川. 美国量化宽松货币政策调整的影响及对策[J]. *国际金融研究*, 2013(2):21-28.

[16]何国华,彭意. 美、日货币政策对中国产生的溢出效应研究 [J]. *国际金融研究*, 2014(2):19-28.

[17]李自磊,张云. 美国量化宽松政策是否影响了中国的通货膨胀? [J]. *国际金融研究*, 2013(8):13-21.

[18]栗亮. 美联储退出策略的时机预测 [J]. *国际金融研究*, 2014(4):15-26.

[19]盛夏. 美国量化宽松货币政策对中国宏观金融风险的冲击 [J]. *管理世界*, 2013(4):174-177.

[20]谭小芬. 美联储量化宽松货币政策的退出及其对中国的影响[J]. *国际金融研究*,

2010(2):26-37.

[21] 王树同, 刘明学, 栾雪剑. 美联储“量化宽松”货币政策的原因、影响与启示 [J]. 国际金融研究, 2009(1):39-44.

[22] 王自锋, 白玥明. 量化宽松政策对中美通货膨胀的差异影响研究 [J]. 世界经济研究, 2013(11):15-20 .

[23] 熊爱宗. 美国量化宽松政策对东亚资本流动的影响 [J]. 亚太经济, 2013(2):30-35.

[24] 易宪容. 美联储量化宽松货币政策退出的经济分析 [J]. 国际金融研究, 2014(1): 12-24.

[25] 周学立. 美联储非传统货币政策分析 [J]. 宏观经济管理, 2013(4):83-85.