

文所提供的政治寻租理论框架可能为我国公司社会责任研究提供合适的理论基础。

第二,政府有关部门所制定的公司社会责任的相关政策,应当考虑不同所有制企业的特点,在政策制定与政策监管上应予以区别对待。本文分析表明,国有企业高管基于自身的升迁需要会加大公司社会责任投资,而非国有企业高官则为了获取政府的超额租金而提高企业社会责任水平。基于此,政府部门可以通过简单的行政命令或者法律法规来提升国有企业的社会责任水平,但如果缺乏超额租金,简单的行政法令与监管难以促使非国有企业主动加大社会责任投资,回报社会。

第三,加强公司社会责任有关宣传,提升整个社会的企业公民意识以及对企业社会责任的接受与认可,将公司社会责任与企业的经济利益直接挂钩,从而在根本上推动企业社会责任水平的提高。例如2008年的三鹿奶粉事件,媒体的曝光以及消费者的权利申诉,促使政府部门对三鹿予以严厉的惩罚,增加了企业不履行社会责任的成本。只有当整个社会的企业公民意识提高,形成一种公司社会责任自主奖惩机制,才能有效地提升非国有企业的社会责任水平。

主要参考文献

- [1]陈宏辉,贾生华.企业社会责任观的演进与发展:基于综合性社会契约的理解[J].中国工业经济,2003,(12):85-92.
- [2]李正.企业社会责任与企业价值的相关性研究[J].中国工业经济,2006,(2):77-83.
- [3]刘刚,黄苏萍.企业社会责任、关系资本与竞争优势——基于丰田“召回门”事件的分析与思考[J].财贸经济,2010,(6):121-126.

作者单位:暨南大学管理学院
(责任编辑 刘静武)

●理论探讨

《财政研究》2011年第2期

我国国债市场利率期限结构的 预期理论检验

王亚男 金成晓

内容提要:预期理论是解释国债利率期限结构进而预测宏观经济政策的重要理论。基于国债发行频率会影响国债利率期限结构的假设,本文应用频段谱相回归方法对我国国债市场利率期限结构的预期理论进行了检验。检验结果发现,预期理论在我国国债市场总体不成立,特别是在高频段和低频段,利率期限结构所包含的期限溢价信息较少。我国应通过更加透明的宏观经济政策及推进国债利率市场化来完善我国利率期限结构。

关键词:国债 利率期限结构 预期理论 频段谱相回归

利率期限结构是指无风险零息债券到期收益率与期限结构之间的函数关系,对应的图形称为收益率曲线。对该概念进行解释的主要理论有预期理论,流动性偏好理论和市场分割理论。其中,预期理论是最为重要的一种理论。该理论认为,长期债券利率等于当期短期债券利率和短期债券未来预期利率的均值加上期限溢价。预期理论是利率期限结构的经济学基础,对于各种金融机构的实践有着重要的理论和实践意义。例如,大部分金融资产可以根据利率期限结构进行定价。对于央行来说,利率期限结构所反映出的利差能够被用于测度通胀预期。并且在整个金融市场中,利率期限结构决定的收益率曲线能够被用于测度市场对未来货币政策的期望。因此,预期理论解释的利率期限结构是应用经济学的一个重要理论问题。鉴于预期理论在解释利率期限结构上的重要性,本文将应用谱相回归技术检验我国国债市场利率期限结构的期望预期理论。

一、检验模型及方法

国债的发行频率对利率期限结构的影响较为显著。这是因为央行对短期或高频率的现象不会做出反应(因为货币政策影响经济的滞后性非常长),但是会对经济产

生持续性影响的冲击做出反应。根据国债的期限长短,可以将其划分为不同发行频率的国债类型。一般来说,低于6个月的周期对应于高频率。对于这部分国债,预测的未来利率改变可能很小,期限溢价决定了利率期限结构的路径,因此通常拒绝预期理论假设。这时,高频率国债对利率期限结构中的利率期望影响较小,期限溢价成为决定性的因素,则拒绝期望假设理论。6个月至4年之间的周期对应于中间频率,这时短期利率包含了较多预测成分,因此很难拒绝预期理论。这是因为,货币政策会对经济状态的改变做出反应,进而利率期望会发生改变,预期理论与数据的拟合程度更好。而大于4年周期对应于低频率,这时短期利率也很难预测。但是这时期限溢价出现波动,并且利率期望的改变较弱,因此也会拒绝预期理论。

很多学者从国债发行频率角度对利率期限结构进行研究,并且检验预期理论。Fand(1966)对美国利率的季节性谱峰进行了研究,发现相对于滞后的短期利率,滞后的长期利率能够更好地预测未来长期利率。Dobell和Sargent(1969)应用交叉谱分析方法对加拿大利率进行了研究,发现所有利率的独立性均很强,预期理论不成立。Sargent(1968)对美国利率期限结构进行了研究,他发现长期利率会引导短期利率,并

且当考虑的利率期限越短时,这种引导作用更为明显。但是,这些发现无法对长期期限末尾处的预期理论进行检验。对此,Cargill 和 Meyer(1972)应用谱相方法估计一个时域分布的滞后模型系数,发现长期利率对短期利率的改变会快速反应,但是系数显著小于原假设单位,因此拒绝了预期理论。Sargent(1972)应用谱相方法也拒绝了常数的期限溢价。最近的研究有 Donati(2007)和 Sarno 等(2007),他们的研究将利率期限结构与宏观经济变量、货币政策等因素联系了起来。

尽管预期理论对不同期限利率的联合行为提出了很多观点,许多研究者也从不同的方面对其验证,但根据预期理论的定义,其基本验证过程的根本是要检验长期利率和短期利率之间的利差能否预测未来利率变化。该验证过程有两种方法。第一种方法实质是将实现的未来短期利率向期限利差回归,检验期限利差的系数是否是 1。这种方法适用于长期利率到期日较短的情况。另一种方法是将长期收益率在 t 和 $t+1$ 期间的变化值向当前利差回归。理论上来说,数据标准化后,斜率参数应当为 1,但是实证显示估计值通常是负数并且非常显著。

本文应用 Hardouvelis(1994)的回归方法。用 R_t^N 表示 N 期息票债券的到期收益率,用 r_t 表示单期利率,则长期利率的改变可以表示为:

$$R_{t+1}^{N-1}-R_t^N=\left(D_N-1\right)^{-1}\left\{\left(R_t^N-r_t\right)-E_t \phi_{N,t}+\varepsilon_{t+1}\right\} \quad (1)$$

其中, D_N 是 N 期债券的久期, $\phi_{N,t}$ 是期限溢价, ε_{t+1} 是未来短期利率期望和期限溢价的修订(因此两者是不相关的)。Hardouvelis 得到的回归方程为:

$$R_{t+1}^{N-1}-R_t^N=\alpha+\beta\left(D_N-1\right)^{-1}\left(R_t^N-r_t\right)+u_{t+1} \quad (2)$$

根据预期理论假设,如果期限溢价是常数, β 的估计值应该为 1。因此,可以通过估计该式来验证预期理论。

本文应用 Engle 提出的频段谱相回归(band spectral regression,BSR)方法对预期理论进行检验。这样做的理由是,应用该方法可以得到与公式(1)等价的一个表达式,将长期和短期利率之间的利差描述成未来短期利率和期限溢价的函数:

$$\left(\sum_{i=0}^{N-1} w_i E_t R_{t+i}-r_t\right)+E_t \theta_t \equiv R_t^N-r_t \quad (3)$$

其中, $w_i=g^i/D_N$ 和 $E_t \theta_t=\sum_{i=0}^{N-1} w_i E_t \phi_{N-1,t+i}$

应用 BSR 方法检验预期理论的合理性在于,公式(3)左侧的两项可以根据债券发行频率的交叉而变化。

Engle(1974)指出,如果 $y=x\beta+\varepsilon$ 是一个时域上的有效回归模型,则其可以应用一个傅里叶转换方法转化为一个频率域。将转换变量表示为 $\tilde{x}$ 和 $\hat{y}$,则频率域中的回归为 $\tilde{y}=\tilde{x}\beta+\tilde{\varepsilon}$ 。这时,估计值 β 为:

$$\hat{\beta}=\left[\sum_{k=0}^{T-1} \hat{f}_{xx}\left(\omega_k\right)\right]^{-1} \sum_{k=0}^{T-1} \hat{f}_{xy}\left(\omega_k\right) \quad (4)$$

其中, T 是样本规模, $\hat{f}_{xx}\left(\omega_k\right)$ 是在每个频率 ω , x 中序列的周期图,并且 $\hat{f}_{xy}(\omega)$ 是交叉周期图的向量。将回归模型转换为频率域中是因为这样允许在一些频率而不是所有的频率对模型假设进行验证。这时,应用一个 $T \times T$ 的矩阵 A (对于包含的频率对角线为 1,其余值均为零)左乘回归模型,得到:

$$A \tilde{y}=A \tilde{x} \beta+A \tilde{\varepsilon} \quad (5)$$

其中 $E(A \tilde{\varepsilon})(A \tilde{\varepsilon})^*=\sigma^2 A$,星号表示转移矩阵的共轭矩阵。通过这种方式,在计算 $\hat{\beta}$ 时,只需一种在公式(4)中选择的相应频率的国债,而不是所有频率的国债。

二、样本选择及检验结果分析

上海证券交易所从 1991 年开始进行国债交易,深圳证券交易所从 1996 年开始进行国债交易,而银行间国债交易市场也于 1997 年形成。本文将国债利率分为两种类型,短期利率和长期利率。其中,由于我国 1 年期以下的国债发行量不大,因此对于长期利率,本文选择中国外汇交易中心暨全国银行间同业拆借中心 2005 年 1 月 1 日到 2009 年 10 月 29 日国债交易数据,期限包括 3 个月、6 个月。对于长期利率,本文选择上海证券交易所同时期上市交易的国债作为样本,其中选择 4 种不同到期日的国债数据,包括 1 年、3 年、5 年和 7 年。由于样本周期较短,因此本文采用月度平均数据。其中,这些短期利率可以从折现收益率 y 转化为债券等价收益率 r ,其公式是: $r=(365 y / 100) /(360-d y / 100)$ 。该式中, d 是到期日,对于 3 个月利率是 91 天,6 个月是 182 天。

本文没有选择 2000 年之前的数据主要有三方面的考虑。首先,2000 年以前交易的国债数据较少,选择样本有限。其次,1996 年以后,我国宏观调控由直接调控向间接调控转变,央行通过货币发行和降低利率来刺激经济增长,利率转换现象明显。第三,由于上世纪 90 年代国家对利率的控制,我国市场利率波动较大。

表 1 基于频段谱相回归的预期理论检验

长期利率	短期利率	β	T 检验 ($\beta=0$)	T 检验 ($\beta=1$)
1 年	3 个月	1.386 (0.512)	2.418*	1.621
	6 个月	1.394 (0.723)	2.226*	1.168
3 年	3 个月	2.147 (0.938)	2.487*	1.724
	6 个月	2.096 (1.231)	2.521*	1.638
5 年	3 个月	2.663 (1.897)	2.629*	1.984*
	6 个月	3.262 (1.579)	1.860	1.739
7 年	3 个月	3.833 (2.015)	2.786*	2.028*
	6 个月	4.358 (2.642)	3.027*	2.580*

注:* 表示 5%水平的显著性。

表 2 基于 OLS 回归的预期理论检验

长期利率	短期利率	β	T 检验 ($\beta=0$)	T 检验 ($\beta=1$)
1 年	3 个月	0.682 (0.474)	1.523	-0.639
	6 个月	1.915 (0.823)	2.186*	0.729
3 年	3 个月	0.894 (1.526)	2.065*	1.376
	6 个月	0.873 (1.469)	0.310	-0.776
5 年	3 个月	0.012 (1.355)	0.012	-0.866
	6 个月	0.089 (1.355)	0.054	-0.760
7 年	3 个月	-0.322 (1.118)	-0.928	-0.044
	6 个月	-0.050 (1.123)	-0.041	-0.035

注: * 表示 5%水平的显著性。

应用以上数据样本对公式(2)进行估计。得到的结果如表 1 所示。

表 1 中,第三列是 β 的估计值,括号内是其标准差,第四列和第五列描述了假设 β 等于零和 β 等于 1 的 T 检验。根据 T 检验,如果 β 显著地不等于零但是不显著不等于 1,则认为证据支持预期理论。因此,尽管表 1 中第三列的 β 值均大于 1,但是从该表的第 4 列和第 5 列的 T 检验可以看出,在 8 个回归中,只有在长期利率为 5 年、短期利率为 6 个月时,在 5%的显著性水平上,我们不能拒绝 β 等于 0 的假设。并且,从表 1 还可以看出,在所有的回归中,在四种情况下,即在组合为(1 年,3 个月),(1 年,6 个月),(3 年,3 个月),(3 年,6 个月)的情况下,不能拒绝 β 等于单位 1 的假设。从中可以看出,预期理论可以部分的解释我国国债的利率期限结构,并且,对利率期限的延长,这种解释能力降低。这与我们在理论推导阶段认为在长周期、低频率的情况下由于期限溢价波动会造成拒绝预期理论的推论是一致的。对于我国造成该现象的一个重要原因是,我国长期期限结构国债交易不活跃,流动性差,这种较低的市场效率影响了其市场的定价功能,因此其收益率不能反映市场对未来利率的预期。

为了便于比较,本文应用最小二乘法(OLS)采用相同的数据样本对公式(2)进行估计,检验结果如表 2 所示。

从表 2 可以看出,只是在长期利率为

3 年的时候,OLS 回归得到的 β 估计值接近单位 1,并且在期限较长的情况下,例如在长期利率为 7 年的时候, β 的估计值为负数。在 8 个回归中,只有在两种情况下,即在(1 年,6 个月)和(3 年,3 个月)的组合情况下,OLS 回归会得到一个显著的斜率参数。因此,在用 OLS 进行回归时,更容易拒绝预期理论。这与很多采用类似方法进行检验的研究结果类似,特别是应用短期利率的实证研究。

上述检验结果分析对我国货币政策和财政政策的制定有着重要的指导意义。首先,预期理论在我国国债市场总体来说是不成立的。这说明市场无法对远期利率形成预期,很重要的原因是国债等证券价值会由于不可预期的货币政策和财政政策的改变而产生较大的波动。因此,我国货币政策和财政政策的制定应该更加透明。其次,随着我国金融市场改革的逐渐深入,完善的利率期限结构正在逐步形成,在利率期限结构的某些频段(对应于中期国债),市场能够根据其预测利率变化。而在高频段和低频段(分别对应于短期和长期国债),所包含的期限溢价信息较少,市场不能够根据其预测利率变化。因此,我国应该进一步通过短期国债和长期国债的市场化来促进利率的市场化。

作者单位:吉林大学商学院
(责任编辑 纪燕渠)

一、引 言

收入分配是全社会关注的热点,改善居民的收入差距是党和政府亟待解决的问题。十七届五中全会强调“合理调整收入分配关系,努力提高居民收入在国民收入分配中的比重、劳动报酬在初次分配中的比重。”《中共中央关于制定国民经济和社会发展的第十二个五年规划的建议》进一步提出“努力实现居民收入增长和经济发展同步、劳动报酬增长和劳动生产率提高同步。”有关居民收入差距的研究成果浩如烟海,这些研究不仅从宏观的角度研究城镇内部、农村内部、行业之间、城乡之间和区域之间收入差距扩大的原因,还从个人或家庭微观的角度探讨不同的受教育状况、行业背景、所有制形式、年龄、健康以及其他变量对收入差距的影响,这些从不同层面不同视角的研究提出了很多有益的政策建议。然而在城镇化加速发展的背景下,究竟什么因素决定了未来我国居民收入差距的走向还缺少相关的定量研究。本文旨在分解我国居民收入不平等的基础上,寻找影响居民收入差距的主要因素并且检验这些因素对我国居民收入差距的影响程度。最后根据上述研究结果提出相关的政策建议。

二、全国居民收入差距的分解

本文采用基尼系数来衡量全国居民的收入差距,假设全国的基尼系数(G)可以分解为三部分:农村内部基尼系数(G_r)、城镇内部基尼系数(G_u)和城乡之间的基尼系数(G_w)以及城乡收入交叉项(G_0)。那么我们可