

融券交易影响上市公司相对业绩评价吗

潘中华

(北京大学光华管理学院, 北京 100871)

【摘要】 融券机制降低了股票回报波动率,减少了公司操纵性应计项目,不但降低了目标公司和对照组公司业绩之间的协方差噪音,而且降低了对照组公司业绩方差噪音,提高了对照组信息的信息含量,提高了相对业绩评价程度。本文选取我国上市公司2005~2013年数据,实证考察了融券交易对上市公司相对业绩评价的影响,结果显示融券交易确实提高了相对业绩评价程度。这表明融券机制能够影响公司薪酬政策。

【关键词】 融资融券; 薪酬政策; 相对业绩评价

一、引言

融券机制降低了股价非理性噪音(Chaoenrook和Daouk, 2005),促使股票价格与基本面价值更接近(Boehmer和Wu, 2013),减少了会计利润中的操纵性应计项目(潘中华, 2014)。这不但降低了目标公司和对照组公司业绩之间的协方差噪音,还降低了对照组公司业绩方差噪音,提高了对照组信息的信息含量。按照Holmstrom

和Milgrom(1987)所指出的业绩方差与协方差噪音与相对业绩评价程度的反向变动关系,我们应当能够观察到融资融券机制与相对业绩评价之间的同向变动关系。那么,融券是否能够提高上市公司相对业绩评价程度呢?现有研究并没有明确回答该问题。

委托人使用全部相关业绩信息进行业绩评价和激励,以降低代理成本,提高契约效率(Holmstrom, 1979、

提就是对机构股东进行大规模扩容,提高其整体持股水平。从上文的实证结论得知,基金类机构股东持股比例与上市公司市场价值呈显著正相关关系,结合我国的国情,重点提出提高养老保险基金的持股比例。一方面,我国已步入老龄化社会,专家分析2010~2040年将会是人口老龄化的高速期,即便在财政适度倾斜的基础上也难以弥补养老金巨大的缺口;另一方面,从发达国家的实践模式来看,都有相当大比例的养老保险基金投放到资本市场中去,相较于其他基金其规模更大,独立性更强,参与上市公司治理也倾向于积极主义行为。因此,提高养老保险基金持股比例不仅有利于完善上市公司内部治理结构,也体现了在社会发展过程中政府对民生的关注。

4. 完善机构股东内部治理结构,以充分发挥“积极股东”的作用。机构股东自身的治理状况一定程度上决定了其在上市公司治理中发挥积极作用的程度。针对机构股东投资行为短期化行为建立一套科学可行的机构股东绩效评价体系,除资产增值盈利外,将风险规避能力、换手率也作为重要的考核因素,以优化机构股东投资行为。另外,对机构股东实施一定的流动性限制,比如对持股时间较短的大型机构股东的交易收益征税,在一定程度上增强机构股东的持股稳定性,使其在对流动性和控制权之间的均衡选择上更多地偏重控制权。

主要参考文献

李维安,李滨. 机构投资者介入公司治理效果的实证研究——基于CCGI~(NK)的经验研究. 南开管理评论, 2011(11).

Mintzberg H. Patterns in strategy formation. Management Science, 2000(9).

Short H, Keasey K. Institutional Shareholders and Corporate Governance in the United Kingdom [M]. Oxford: Oxford University Press, 2007.

王雪荣,董威. 中国上市公司机构投资者对公司绩效影响的实证分析[J]. 中国管理科学, 2009(2).

雷光勇,刘慧龙. 大股东控制、融资规模与盈余操纵程度[J]. 管理世界, 2009(1).

薄仙慧,吴联生. 国有控股与机构投资者的治理效应: 基于沪深A股股票市场的实证研究[J]. 经济研究, 2011(7).

余鹏翼. 基于机构投资者持股比例与公司经营绩效的研究——来自深市A股面板数据的验证[J]. 管理世界, 2010(7).

【基金项目】 国家社会科学基金重大项目(项目编号:12&ZD098); 中国博士后科学基金项目(项目编号:2012M521608)

1982)。根据 Holmstrom 和 Milgrom (1987) 信息原则, 相对业绩评价过程中, 目标公司和对照组公司业绩之间的协方差(以下简称“业绩协方差”)、对照组公司业绩方差(以下简称“业绩方差”)两个因素决定了信息权重; Albuquerque (2014) 证明, 协方差和方差中的噪音越大, 相对业绩评价程度越低。

为充分发挥价格在资源配置中的基础性作用, 提高资本市场效率, 我国股票市场于 2010 年 3 月 31 日正式开放首批 90 只股票的融资融券交易。缺乏融券机制时, 很多股票的价格与其基本面相背离, 股价涨跌联动性较大, 造成股票回报中包含较多噪音, 导致公司业绩方差和协方差中的噪音信息很难剔除。引入融资融券机制的目标之一在于抑制并减少股票价格中非理性噪音, 促进股票价格向基本面回归, 提高市场效率, 降低了股票回报噪音。同时, 随着会计业绩中操纵性应计项目的下降(潘中华, 2014), 反映其基本面的会计业绩协方差噪音和方差噪音也相应下降。如果公司采用业绩指标线性加总模型 (Holmstrom, 1982; Banker 和 Datar, 1989) 来考核代理人业绩, 随着融资融券所引起的公司业绩协方差和业绩方差噪音的降低, 对照组信息在业绩评价中的权重会上升, 即相对业绩评价程度提高。

现有研究多关注相对业绩评价是否存在的问题, 间接判断相对业绩评价的普遍性 (Gibbons 和 Murphy, 1990; Janakiraman、Lambert 和 Larcker, 1992; Albuquerque, 2009)。一些实验研究(陈磊、潘中华, 2013) 发现管理者确实使用了相对业绩信息进行业绩评价。近年来的一些研究发现, 由于存在联合检验问题 (Albuquerque, 2009), 正确的对照组信息有助于发现支持上市公司使用相对业绩评价的经验证据 (Albuquerque, 2009; 周宏、张巍, 2010; 胡亚权、周宏, 2012), 而且相对业绩评价使用程度受公司成长机会的影响 (Albuquerque, 2014)。除 Albuquerque (2014) 外, 对相对业绩评价中其他外生因素的考察与研究尚存在空白。

借助于我国资本市场引入融券交易这一契机, 考察外部制度因素变化对公司相对业绩评价的影响, 具有重要的理论与现实意义。一方面可以加深我们对外部治理机制发挥作用的具体路径的认识, 并为融券制度的政策评价和经验推广提供证据支撑; 另一方面, 可以加深我们对相对业绩评价影响因素的认识。

二、理论基础与研究假设

根据 Holmstrom 和 Milgrom (1987) 的分析, 对照组业绩的信息含量受目标公司和对照组公司业绩之间的协方差、对照组公司业绩方差两个因素影响; Albuquerque (2014) 给出证明, 协方差和方差中的噪音越大, 相对业绩评价程度越低。融券交易通过影响目标公司与对照组公司业绩协方差噪音和对照组公司业绩方差噪音来影响相

对业绩评价程度。

1. 融券交易降低了公司市场业绩噪音, 从而降低了业绩方差和协方差噪音。融券机制是资本市场的一项重要制度安排, 监管者引入初衷是减少股票市场非理性行为, 促进股票价格向基本面回归, 提高市场效率。现有研究发现, 缺乏卖空机制时股票波动率变大 (Boehmer、Jones 和 Zhang, 2013), 套利行为减少 (Mashruwala、Rajgopal 和 Shevlin, 2006), 即 Shleifer 和 Vishny (1997) 所指出的回报波动性的增加妨碍了套利行为; Ho (1996) 发现针对卖空的管制措施会导致股票回报波动上升。由于卖空机制能起到稳定股票价格的作用 (Bailey 和 Zheng, 2013), 当卖空限制较少时股票回报的波动性会越低 (Charoenrook 和 Daouk, 2005)。对于股票回报来讲, 波动率意味着回报之噪音。因此, 股票波动率的下降, 意味着股票回报中噪音降低。

这一方面降低了目标公司与对照组公司业绩的协方差噪音, 降低了对照组公司业绩的方差噪音, 提高了对照组信息的信息含量; 另一方面提高了目标公司薪酬制定者对可比对照组的发现能力, 降低了这类公司相对业绩评价的成本, 并减少了其他因素的束缚 (Albuquerque, 2014)。

Ittner、Larcker 和 Meyer (2003) 在一项实证研究中发现, 业绩评价过程中, 评价者会对不同类别的业绩指标赋予不同的考核权重。根据业绩指标线性加总模型 (Holmstrom, 1982; Banker 和 Datar, 1989) 的理论框架, 随着方差和协方差噪音的降低, 对照组信息由于信息含量的增加而在业绩评价中的权重会上升。从成本收益的角度来看, 如果某一种信息的获取成本更低, 并能提供至少同等程度的增量相关信息, 自然会受到委托人(业绩考评人)的关注。

2. 融券交易降低了公司会计业绩噪音, 从而减少了公司业绩的方差和协方差噪音。融券交易者通过对公司操纵性应计项目的分析, 确定卖空对象, 以卖空交易来纠正公司财务报告不当行为 (Karpoff 和 Lou, 2010), 并对公司股价产生较大的下行压力, 遏制 Dye (1988) 所描述的盈余操纵动机会, 即融资融券会带来公司操纵性应计项目的下降。

潘中华 (2014) 通过考察融券机制对操纵性应计项目的影响发现, 融券机制引入后, 具备融券交易标的资格的股票之操纵性应计项目出现了系统性减少; 融券交易与操纵性应计项目之间存在着显著的反向变动关系。随着操纵性应计项目的降低, 公司利润中的噪音下降, 可持续部分相应增加, 公司会计业绩的信息量提高, 带来公司会计业绩方差噪音和协方差噪音的下降。故而, 融券交易降低了公司会计业绩中的噪音, 提高了对照组会计业绩中的信息含量。

3. 综合上述分析,由于市场业绩方差噪音和协方差噪音、会计业绩方差噪音和协方差噪音下降,提高了Holmstrom和Milgrom(1987)框架下的信息含量,降低了对照组业绩信息获取成本(Albuquerque, 2014),从而提高了对照组业绩在线性加总模型(Holmstrom, 1982; Banker和Datar, 1989)中的权重,导致上市公司相对业绩评价程度的提高。

如果上述逻辑成立,我们可以做出如下假设:融券交易提高了上市公司高管薪酬中相对业绩评价程度。

三、研究设计

(一)样本选取

本文样本为2005~2013年我国A股上市公司。我们从CSMAR数据库公司研究子库检索了公司财务报表数据、上市公司实际控制人和行业数据、公司治理结构数据;从CSMAR数据库股票市场研究子库检索了融券日交易数据和股票回报日交易数据、周交易数据和月交易数据。我们根据融券日交易数据计算出年化变异系数;根据日股票回报、周股票回报和月股票回报,分别计算出各自对应的年化回报。经过合并和缺失值删除,最终获得了16 511条公司一年数据。

本文的数据分析工具为StataMP13。

(二)模型设定与变量选取

行业和年度虚拟变量可能无法反映全部的非残差信息,不可避免地受到不可观测因素的影响,为控制公司个体效应和年度效应,同时借鉴Albuquerque(2009, 2014),本文采用Panel回归方法。具体模型设定如下:

$$W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times pf_{it} + \beta_2 \times peer_pf_{it} + \beta_3 \times tradvVol_{it} + \beta_4 \times TradvVol_{it} + \Gamma^T \times CONTROL_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ μ_i 为个体效应。

如果假设成立, $peer_pf_{it}$ 的系数 β_2 为负时, 交乘项 $TradvVol_{it} \times peer_pf_{it}$ 的系数 β_4 应当为负。

式中: (1) W_{it} 为高管薪酬对数。借鉴周宏和张巍(2010)、胡亚权和周宏(2012)的方法, 这里采用薪酬最高的前三名高管薪酬总额取对数。

(2) 变量 pf_{it} 代指公司业绩, 包括两类指标。一类是总资产收益率指标。选择ROA作为会计业绩度量指标, 一方面是因为Cichello、Fee、Hadlock和Sonti(2009)发现ROA在分部经理内部评价中起到最重要的作用; 另一方面是遵循了已有文献的做法, 如周宏和张巍(2010)、胡亚权和周宏(2012)。另一类是年化市场回报率指标。根据CSMAR数据库上市公司交易数据中日回报、周回报和月回报分别计算的年化回报 $dret$ 、 $wret$ 和 $mret$ 。这里 ret 前面的字母只是为了表示不同途径计算的回报。

(3) 变量 $peer_pf_{it}$ 是对照组业绩信息。借鉴Albuquerque(2009, 2014)的研究, 选取同年度、同行业、同规模、同产权性质构造的业绩对照组扣除目标公司后的平均业

绩。其中 $peerpf_roa$ 为对照组总资产收益率率(同组内不包含样本公司本身)均值, $peerpf_dret$ 、 $peerpf_wret$ 、 $peerpf_mret$ 是根据日回报、周回报、月回报计算的对照组年化回报率(同组内不包含样本公司本身)均值。

(4) 变量 $tradvVol_{it}$ 是反映融券交易的指标, 根据融券日交易余额计算年化变异系数, 并以此作为该指标的度量。由于本文考察的是年化总资产收益率和年化回报对高管薪酬的影响, 为了保持一致性, 需要将融券日交易余额年化; 同时, 在统计上方差变化代表了变量所传递的信息, 为了消除均值影响, 使得不同公司融资融券交易方差可比, 本文采用了变异系数来衡量该信息。

(5) $CONTROL = (mb_{it}, peerpf_{it} \times mb_{it}, lnsize_{it}, hhi_{it}, dual_{it}, numdir_{it}, ceochg_{it}, poe_{it})^T$ 是控制向量, 由已有文献中几个常见的控制变量组成, 其系数向量 $\Gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5, \gamma_6, \gamma_7, \gamma_8)^T$ 。

其中: mb_{it} 是公司 i 在 t 期的市账比, 根据 t 期期末市值除以 t 期期末总资产计算。

交乘项 $peerpf_{it} \times mb_{it}$ 反映了Albuquerque(2014)、胡亚权和周宏(2012)所发现的企业成长性对相对业绩评价的影响。

$lnsize_{it}$ 是公司 i 在 t 期期末总市值, 反映了公司规模对高管薪酬的影响, 与Albuquerque(2014)、胡亚权和周宏(2012)对规模的统计控制是相似的。

hhi_{it} 是公司 i 在 t 期所面临的行业集中度, 根据同一年度同一行业内所有公司的销售额比例计算的Herfindal-Hirshman指数。

$dual_{it}$ 是董事长和总经理两职合一哑变量, 当两职合一时取值为1。两职合一时, 总经理对董事会的控制力会增强, 导致CEO薪酬增加(Chung和Pruitt, 1996; 吴联生、林景艺和王亚平, 2010)。

变量 $numdir_{it}$ 为董事会规模变量, 等于董事会总人数。董事会人数越多, 内部协调和沟通成本越高(Bebchuk和Fried, 2006), 难以达成共识和一致意见(Core, Holthausen和Larcker, 1999), CEO在薪酬上的话语权越强(O'Reilly和Main, 2010), 对其薪酬产生影响。

poe_{it} 是公司 i 在时刻 t 的产权性质, 如果实际控制人为民营性质, 则赋值为1, 否则取值为0。

$ceochg_{it}$ 表示公司 i 在时刻 t 是否发生CEO变更。Murphy(1985)发现CEO变更往往伴随着薪酬水平的上升; 胡亚权和周宏(2012)也控制了这一变量。

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表1是变量的描述性统计。从高管薪酬 W 来看, 其均值为10.588, 中位数为13.415, 数据略微右偏, 这些结果与已有文献类似。

资产收益率 roa 的均值为4.5%, 中位数为3.8%, 数据

略微左偏;其最小值为-28.3%,最大值为34.4%,说明上市公司会计业绩差别较大。

以考虑股利再投资回报的日股票回报计算的年度累积回报率dret的均值为17%,但中位数为-2.5%,数据左偏较为明显。这表明上市公司股票回报差别较大。

以考虑股利再投资回报的周回报计算的年度累积回报率wret均值为29.9%,中位数为3%,数据呈现左偏性;以考虑股利再投资回报的月回报计算的年度累积回报率mret均值为29.6%,中位数为2.9%,该结果与按照周回报计算的年度累积回报类似。

变量tradeVol是衡量融券交易多少的指标,其均值为0.109,中位数为0,数据呈现出一定的左偏性。

表1 变量描述性统计

	N	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
w	16 511	10.588	13.415	0	17.239	5.760
roa	16 511	0.045	0.038	-0.283	0.344	0.082
dret	14 684	0.170	-0.025	-0.573	3.078	0.666
wret	14 688	0.299	0.030	-0.527	4.292	0.853
mret	14 688	0.296	0.029	-0.522	4.272	0.853
tradeVol	16 511	0.109	0	0	13.363	0.473
mb	16 511	3.028	2.232	0	19.896	3.260
lnsize	16 511	14.050	14.851	0	21.797	3.849
hhi	16 511	0.069	0.020	0	1	0.128
dual	16 511	0.136	0	0	1	0.343
numdir	16 511	7.021	9	0	19	4.200
ceochg	16 511	0.169	0	0	1	0.375
poe	16 511	0.335	0	0	1	0.472

因篇幅所限,对控制变量的描述性统计不再赘述。

(二)相关系数

表2是本文变量的相关系数。薪酬W与资产收益率roa的相关系数为0.07,与股票回报的相关系数为0.03到

表2 相关系数

	w	roa	dret	wret	mret	tradeVol	mb	lnsize	hhisales	dual	numdir	ceochg	poe
w	1												
roa	0.07	1											
dret	0.04	0.03	1										
wret	0.03	0.02	0.92	1									
mret	0.03	0.02	0.92	1.00	1								
tradeVol	-0.17	0.05	-0.08	-0.08	-0.08	1							
mb	0.14	0.16	0.04	0.05	0.05	-0.06	1						
lnsize	0.12	0.25	-0.26	-0.30	-0.30	0.28	0.07	1					
hhisales	0.04	0.08	0.01	0.01	0.01	0.05	0.08	0.06	1				
dual	0.19	0.04	-0.04	-0.04	-0.04	-0.07	0.05	-0.03	0.02	1			
numdir	0.88	0.03	0.00	0.01	0.01	-0.15	0.10	0.12	0.05	0.11	1		
ceochg	0.05	-0.05	0.00	0.02	0.02	-0.02	0.04	-0.03	0.01	-0.04	0.05	1	
poe	0.03	0.11	-0.01	-0.02	-0.02	-0.08	0.07	-0.09	0.02	0.21	-0.05	-0.02	1

0.04之间。这表明在没有统计控制时,薪酬与公司业绩之间依然存在着同向变动关系。

通过对其他变量间相关系数的检查,我们没有发现较为明显的多重共线性问题。

(三)回归结果分析

表3是融券交易对相对业绩评价影响的回归结果。由于Hausman检验拒绝了原假设,因此只报告了固定效应回归结果。其中对照组业绩peer_pf的系数为负时,交乘项tradeVol × peer_roa、tradeVol × peer_dret、tradeVol × peer_wret、tradeVol × peer_met分别为-0.687、-1.230/-0.976和-1.001,均具有统计上的显著性。这表明,融券交易越多,上市公司相对业绩评价中对照组信息的剔除程度越高,即融券交易提高了相对业绩评价程度。融券交易降低了市场非系统性风险,减少了上市公司操纵性应计项目,降低了市场业绩方差噪音和协方差噪音,减少了会计业绩方差噪音和协方差噪音,提高了Holmstrom和Milgrom(1987)框架下的信息含量,降低了对照组业绩信息获取成本Albuquerque(2014),从而提高了对照组业绩在线性加总模型(Holmstrom, 1982; Banker和Datar, 1989)中的权重,提高了相对业绩评价程度。表3的回归结果为这一逻辑提供了经验证据支持。

与Albuquerque(2009, 2014)、胡亚权和周宏(2012)结果类似,本文发现控制了其他自变量,并控制成长性之后,在自身会计业绩系数为正的情况下,对照组业绩peer_roa的系数均显著为负,这表明我国上市公司确实存在着较为明显的相对业绩评价。

与Albuquerque(2009, 2014)结果类似,本文发现,控制了其他变量之后,在自身市场业绩系数为正的情况下,对照组业绩peer_dret、peer_wret和peer_mret的系数显著为负,这表明我国上市公司市场业绩上也存在较为明显的相对业绩评价。

表 3 融券交易与相对业绩评价

	ROA	DRET	WRET	MRET
peer_roa	- 2.819*** (0.299)			
tradeVol×peer_roa	- 0.687*** (0.264)			
peer_dret		- 0.296*** (0.057)		
tradeVol×peer_dret		- 1.230*** (0.170)		
peer_wret			- 0.217*** (0.045)	
tradeVol×peer_wret			- 0.976*** (0.150)	
peer_mret				- 0.216*** (0.045)
tradeVol×peer_mret				- 1.001*** (0.149)
roa	1.521*** (0.244)			
mb×peer_roa	- 0.038 (0.058)			
dret		0.039 (0.041)		
mb×peer_dret		- 0.015 (0.011)		
wret			0.015 (0.033)	
mb×peer_wret			- 0.008 (0.008)	
mret				0.023 (0.033)
mb×peer_mret				- 0.008 (0.008)
trade	- 0.141*** (0.045)	- 0.300*** (0.039)	- 0.229*** (0.041)	- 0.226*** (0.041)
mb	0.037*** (0.007)	0.041*** (0.007)	0.039*** (0.007)	0.040*** (0.007)
lnsize	0.188*** (0.014)	0.176*** (0.021)	0.177*** (0.020)	0.174*** (0.020)
hhi	- 0.035 (0.387)	- 0.385 (0.399)	- 0.449 (0.400)	- 0.458 (0.400)
dual	1.513*** (0.067)	1.404*** (0.068)	1.412*** (0.068)	1.411*** (0.068)
numdir	1.233*** (0.006)	1.273*** (0.005)	1.276*** (0.005)	1.276*** (0.005)
ceochg	0.034 (0.044)	0.025 (0.045)	0.025 (0.045)	0.025 (0.045)
poe	0.954*** (0.082)	0.851*** (0.083)	0.842*** (0.083)	0.842*** (0.083)
Constant	- 1.292*** (0.200)	- 1.396*** (0.315)	- 1.416*** (0.310)	- 1.377*** (0.310)
Observations	15, 026	14, 658	14, 663	14, 662

续表 3

	ROA	DRET	WRET	MRET
R- squared	0.87	0.87	0.87	0.87
Numberofcode	2, 477	2, 453	2, 453	2, 453
Overall R- squared	0.8048	0.7833	0.7827	0.7829

注:括号内为标准差。***表示显著性水平<0.01,**表示显著性水平<0.05,*表示显著性水平<0.1。

五、结论

融券机制降低了股票回报波动率,减少了公司操纵性应计项目,不但降低了公司市场业绩方差和协方差噪音,还降低了公司会计业绩方差与协方差噪音,提高了对照组信息的信息含量,从而提高了相对业绩评价程度。本文使用 2005~2013 年我国 A 股上市公司数据,考察了融券机制对公司相对业绩评价程度的影响。结果显示,融券交易确实增加了相对业绩评价程度。这表明,融券交易可以影响公司薪酬政策。

本文的贡献是给出了基于投资者保护目的融券机制发挥治理作用的具体路径。本文将以前研究所发现的融券机制影响公司会计行为向前推进了一步,从其对契约设计的影响角度,考察外部机制的治理作用,深化了相关认识。现有研究(Albuquerque, 2014; 胡亚权、周宏, 2012)发现,公司成长性会影响相对业绩评价。而本文发现外部制度也会影响公司相对业绩评价,提供了我国资本市场存在相对业绩评价的稳健证据。由于种种原因,针对我国样本的现有研究(胡亚权、周宏, 2012)多没有找到资本市场使用市场业绩作为相对业绩评价指标的经验证据,但本文发现我国资本市场股票回报存在着明显的相对业绩评价。

主要参考文献

陈磊,潘中华.管理者如何使用参照业绩进行相对业绩评价?一项基于有效契约假说的实验研究[J].中国会计评论,2013(1).

胡亚权,周宏.高管薪酬、公司成长性水平与相对业绩评价——来自中国上市公司的经验证据[J].会计研究,2012(5).

Albuquerque A. M.. Do Growth- Option Firms Use Less Relative Performance Evaluation?[J].The Accounting Review, 2014(1).

Banker R. D, Datar S. M.. Sensitivity, Precision, and Linear Aggregation of Signals for Performance Evaluation[J]. Journal of Accounting Research, 1989(1).

Bebchuk, Lucian A, Jesse M Fried. Pay without performance overview of the issues[J]. The Academy of Management Perspectives, 2006(20).