

股市能使财富保值吗？^{*}

方毅^{1,2} 张筱婉²

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 长春 130012;

2. 吉林大学商学院, 长春 130012)

摘要: 从财富保值的角度, 本文采用价格模型和价差模型分析了利用股市对名义 GDP 保值的问题。我们提出了利用 Johansen 协整和 ARDL 协整方法对价格模型进行研究, 并且估计最优套期保值比率。研究结果表明, 价格模型的效果优于价差模型, 股市与名义 GDP 存在长期均衡关系。而且, 股指相对于名义 GDP 的弹性为 1, 股指会对出现的短期偏离调整以收敛于长期均衡, 而名义 GDP 并不会对短期偏离进行调整。通过对投资股市的长期收益与短期风险的分析, 我们认为长期投资股市可以使大众财富保值, 分享经济成长的成果, 但需关注短期偏离风险, 可以适时推出中国版 401k。

关键词: 财富保值; 最优套期保值比率; 长期均衡; 股市

中图分类号: C812 **文献标志码:** A

Can Stock Market Preserve Your Wealth?

Abstract: From the perspective of wealth preservation, this paper adopts the price model and price spread model to analyze the issue of preservation by stock market, which hedges against the nominal GDP. We propose the use of Johansen cointegration and ARDL cointegration to study the price model, and estimate the optimal hedge ratio. The results show price model is superior to price spread model, and there is a long-run equilibrium between the stock market and the nominal GDP. Moreover, the elasticity of the stock index relative to nominal GDP is 1, and the stock index adjusts for short-term deviation and converges upon the long-run equilibrium, while the nominal GDP doesn't adjust for the deviation. According to the analysis of long-term investment return and short-term risk, we think the investment of stock market in long-term can preserve wealth for public and share the fruits of economic growth, but it should be concerned about the risk of short-term deviation. And it can timely launch Chinese version of 401k plan.

Key Words: Wealth Preservation; Optimal Hedge Ratio; Long-run Equilibrium; Stock Market

引言

“十二五”期间, 吸引长期资金进入股市, 养老基金和保险资金入市, 让中国老百姓通过各种手段参与中国的资本市场, 成为中国经济的股东, 近来受到热议。近日证监会研究中心, 更是指出

^{*} [基金项目]: 国家自然科学基金项目“基于广义线性函数的随机占优统计推断与证券市场投资者总体偏好”(71371084)。

[作者简介]: 方毅(1976~), 男, 湖北武汉人, 吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学院副教授, 博士, 研究方向为金融数量分析; 张筱婉(1971~), 男, 吉林长春人, 吉林大学商学院数量经济学博士。

美国养老金大半投向股市，提出了中国版的 401K 计划，认为这是我们建设和谐社会、消除社会矛盾的手段。但是，自美国次级贷危机之后，市场一直表现欠佳，人们投资于股市的财富不断缩水。有学者指出，近几年我国宏观经济这么好，上市公司的质量不断提高，中国股市为什么就不反应呢？据新浪网统计，2011 年上半年我国股民赚钱的不足 24%，获利 10% 以上的不足 15%。2011 年瑞信的投资报告也指出，经济增长较高的国家，其企业盈利和股市表现跟经济增长不一定存在明显的相关性，通货膨胀也会侵蚀经济增长的成果，资本市场和经济增长脱节，GDP 高增长，并不意味着股市的高投资回报。不少股民指出股市重圈钱轻回报，股价涨不过 GDP、赶不上通货膨胀，投资股市难以分享经济发展成果。应该如何看待投资股市的问题呢？

马歇尔认为人们由于未来支出的需要，将财富或收入的一部分以货币形式保存起来，形成货币余额。那么，当投资于股市时，股价上涨，股票持有者的货币余额增加，未来可支出的货币就增加，如果剔除通货膨胀之后实际货币余额增加，其为备用购买力就增加，从而其财富得到了增值保值，未来生活的福利水平得到了保证。反之亦然。笔者认为对于投资者，现在投资股市 1 元钱，未来考虑物价上涨，能不能带来经济增长的收益，能不能保证获得的货币余额增加保证未来消费水平随着经济增长而增长，这才是最为重要的。根据费雪假说，期望通货膨胀的变化会导致股票名义收益的相应变化，本文并没有单独关注通货膨胀，而是，对名义 GDP 加以研究。原因在于，随着经济的发展，技术进步的加快，社会生产创造的实际财富不断增加，与此同时，实际消费水平也在不断提高的。根据国家统计局的相关数据测算，2010 年与 1995 年相比，我国名义 GDP 增长了 554.65%，名义城市居民人均消费增长了 280.81%，但是名义 CPI 只是增长了 35.11%。我国的消费价格指数中并不包括房价，众所周知，现实中房价近年的大幅上涨，使其对居民的日常消费产生了重大影响，仅仅研究消费价格指数显然会忽略这一重要的价格因素。名义 GDP 的增长不仅远高于物价指数的增长，而且大大高于城市居民人均消费的增长。如果中国版的 401K 计划展开，意味着将要有大量的老百姓的资金长期投资于中国股市，如果中国股市能够反映中国经济的成长，那么投入股市资金的收益，就应该达到社会实际财富的增长水平，而不仅仅是补偿物价水平的上涨水平和实际消费水平的提高。因此，长期投资股市相对于名义 GDP 能否保值，投资风险如何的问题就尤为值得关注。

大量研究表明一个健康高效的股市与实体经济高度相关。经济从衰退、萧条、复苏到繁荣的变化是形成股市牛熊转换的最基本原因。Fama(1990)发现上市公司现金流和股票收益率对未来工业增长率具有解释能力。Cheung 和 Ng(1998)指出股指是反映经济状况的“晴雨表”，在经济持续发展的国家或地区，投资股市应能获得国家或地区经济发展的成果，使得投资者实际货币余额增加，从而保证其未来财富及消费水平。然而，针对中国股市与经济关系研究的结论却存在较大分歧。王春峰等(2003)认为中国股市周期与经济周期明显背离。朱东辰和余津津(2003)认为我国股市已经可以比较显著的预先反映经济增长，可以作为制定未来经济政策的参考。孙霄翀等(2007)指出股市与经济基本面的关系不密切，而且脱离我国经济发展，即使一段时期股指走势和经济相符，更多是因为股指受到政策、预期、资金等推动处于上升周期，进而与经济运行契合，而并非股指的运行模式发生了改变。

综上所述，学者们对我国股市与经济增长展开了广泛的研究。由于我国股市存在时间较

短，以上国内股市的研究样本区间不同可能会导致结果存在差异，而且其中有些为了增加样本容量采用了季度数据分解，这样就使得实证的数据与真实数据存在差异，加之历史数据不多，因此结论不稳定并不足为奇。而且，从投资者的角度而言，这些研究，大都只是解决了股市与经济增长存不存在关联关系，但是究竟是否值得投资和如何投资还需要进行更加深入的研究。另外，已有的研究对于投资股市能否使财富保值，并不能给出清晰的答案。例如，关于实体经济与股票市场的关联关系研究中，实体经济都对通货膨胀进行了平减，而股指并没有对通货膨胀加以平减。

养老金和保险资金是否投资股市，应该明确几个问题。第一，区分股市的长期投资与短期波动，因为养老金和保险资金的投资期一般较长，并不是一个月或者一年，而应该考察十年甚至更长的时期；第二，投资股市的长期收益究竟能否使财富在国民经济经济发展情况下，分享经济成长的成果，对冲通货膨胀的损失，保证其未来的生活水平，而这方面的研究还相当缺乏；第三，短期波动对长期投资形成的风险如何，如何在短期风险与长期收益之间加以权衡。

正是基于此，本文试图从财富保值的角度分析：投资股市能否在长期使得财富相对于经济增长保值，也就是股市投资在长期能否满足经济增长带来的备用购买力增加的要求，如果能够保值，那么如何确定最优的套期保值比率，其风险又如何呢？笔者利用股市和经济增长的长期均衡关系，分离出投资股市相对于经济增长率的长期收益和短期波动，通过价格水平模型和价差模型的套期保值问题研究对保值比率和短期风险加以分析。

本文以下的研究内容是：第二部分，阐述财富保值的最优比率估计，主要基于价格模型和价差模型展开，尤其提出了如何利用 Johansen 模型和 ARDL 模型估算股指与 GDP 之间的长期均衡关系以及套期保值比率，并且分析了应用价差模型可能出现的问题；第三部分，采用价格模型和价差模型进行了实证研究，发现价格模型的估计效果较好，并从短期和长期对投资保值风险加以分析；第四部分，结论与建议。

1 财富保值的最优比率的估计

假设投资者不将手中现金马上消费，而对股市长期投资，试图通过投资股指相对于名义 GDP 保值。显然这种投资是放弃当期消费，相对于名义 GDP 对手中货币进行保险，而由于股指的波动并不与名义 GDP 的波动完全相关，因此这一部分投资并不一定能够完全实现名义 GDP 增长与未来备用购买力增长相等，可能只能实现部分保险，属于交叉套期保值 (Cross-hedging)。假设保险的最优比例为 h ，则 $0 < h \leq 1$ ， h 相当于最优套期保值比率 (OHR, Optimal Hedge Ratio)。如果 $h = 1$ ，相当于今天放弃 1 元钱消费，而投资于股市，平均而言，这 1 元钱未来会带来相当于 GDP 增长的收益；如果 $0 < h < 1$ ，相当于今天放弃 1 元钱消费，而投资于股市，平均而言，这 1 元钱未来会带来大于 GDP 增长的收益。如果股市是名义 GDP 的晴雨表，长期而言，应该有 $h = 1$ ；但是 $h = 1$ 并不意味着股市可以完全对名义 GDP 保值，由于是交叉套期保值，它们之间波动的差异，会导致价格管理风险。假定在时刻 t ，股指记为 S_t ，名义 GDP 记为 G_t ，根据通常意义下的 OHR 都是满足波动最小化原则，则

$$h = Cov(G_t, S_t) / Var(S_t) \quad (1)$$

Witt 等(1987)^[6]提出了最优套期保值比率的设定和估计，按照价格水平和价差有两种方

法

$$G_t = a + hS_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta G_t = a + h\Delta S_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

式(2)是价格水平套期保值比率, 回归系数应该为 $a > 0, h \leq 1$ 。然而, 金融市场的价格数据是非平稳的, 因此传统检验的统计量存在偏误, 不再适用。另外, 这一设定没有考虑变量的短期动态影响。

式(3)是价差水平的套期保值比率, 也就是先对价格水平进行 1 阶差分, 然后再回归得到套期保值比率, 它排除了价格序列的非平稳性, 由此可以得到式(1)的特例, 即

$$h = Cov(\Delta G_t, \Delta S_t) / Var(\Delta S_t) \quad (4)$$

然而, 式(3)按照 OLS 回归会受到残差项序列相关性的影响, 为了消除这一影响, Myers 和 Thompson (1989)提出了利用双变量 VAR 模型计算套期保值比率,

$$\Delta G_t = a + h\Delta S_t + \sum_{i=1}^I \alpha_i \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^I \beta_i \Delta S_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中, I 为滞后阶数。然而, 式(5)的回归仍然没有考虑 G_t 和 S_t 可能存在的长期均衡关系。假定 G_t 和 S_t 之间的长期均衡关系为 E_t , Ghosh(1993)根据协整理论提出了估计最优套期保值比率的误差修正模型(ECM), 这一模型同时考虑了价格时间序列的非平稳性、长期均衡和短期动态影响, 即

$$\Delta G_t = a + h\Delta S_t + bE_{t-1} + \sum_{i=1}^I \alpha_i \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^I \beta_i \Delta S_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

由于金融时间序列存在时变条件异方差性, 需考虑其 2 阶矩变化, 因此基于 GARCH 模型, 不少学者进一步研究时变的 OHR。然而, 近来的研究表明采用复杂的时变模型并不一定就能得到更好的套期保值效果(如 Lien 等(2002), Kenourgios 等(2008)); 另外, 时变套期保值, 需要根据复杂的模型, 不断调整其仓位, 对于普通投资者而言难以实现。本文的研究主要是基于平均意义下的投资股市问题, 因此主要针对价格水平和价差两类模型, 基于时间序列 1 阶矩的不变 OHR 估计。

价差模型很好的处理了平稳性问题, 在 OHR 的估计中受到了广泛应用, 特别是可以完全套期保值的期货和现货研究中(见 Lien 和 Tse(2002))。但是, 对交叉套期保值问题, 价格水平模型却显示出较好的效果, 例如, Scarpa 和 Manera 等(2008)对 JCC(Japanese crude oil cocktail)指数的研究。

无论价格水平模型、价差模型都需处理时间序列的平稳性。价格水平模型的应用是以变量具有协整关系为条件。根据 Engle 和 Granger(1987), 可以采用式(2)回归估计 OHR。如果不具有协整关系, 就只能采用价差模型, 利用双变量 VAR 形式的式(5)进行估计 OHR, 因为式(5)的估计考虑了序列相关性, 而且不涉及平稳性问题。如果变量间具有协整关系, 很多研究表明采用 ECM 价差模型的式(6)估计 OHR 效果较好(如 Ghosh(1993), Kenourgios 等(2008))。

然而, 笔者认为采用 ECM 模型估算 OHR, 不仅仅要求变量间具有协整关系, 而且式(6)的系数 b 应该显著, 并且使得短期偏离朝着长期均衡收敛, 否则系数 b 不显著, 或者短期偏

离背离长期均衡而发散，那么采用式(6)估计 OHR 都会存在问题。由于是交叉套期保值，并不能保证以上条件，此时价格模型就更具有吸引力，原因在于长期均衡关系的存在。

在变量间存在协整关系的条件下，对于价格水平模型，仅仅按照式(2)采用 OLS(Ordinary Least Square)回归仍然不能解决变量的短期动态影响形成的序列相关和条件异方差问题。Coffey 等(2000)采用 GLS(Generalized Least Square)方法对式(2)进行回归，以处理序列相关性。值得注意的是，当存在序列相关性和异方差时，Johansen 协整检验的结果相对于 Engle 和 Granger(1987)方法更为稳健。因此，可以通过 Johansen 协整检验针对价格水平模型估计长期均衡关系，从而估计 OHR。已有的相关文献并未采用此方法，估计交叉套期保值的保值比率。

Scarpa 和 Manera(2008)采用两种方法研究价格水平模型，第 1 种方法设定残差具有 MA(Moving Average)结构；第 2 种方法采用 ARDL (Autoregressive Distributed Lag)模型，设定 ARDL(1,1)的模型形式。其中 ARDL 模型，不仅可以克服序列相关和条件异方差问题，而且根据 Pesaran 等(2001)的研究表明，采用 ARDL 模型进行协整检验以及估计 ECM 模型的效果要优于传统的 Engle 和 Granger(1987)和 Johansen 协整检验方法，尤其在小样本的情况下。Scarpa 和 Manera(2008)直接设定模型滞后 1 阶，并没有考虑模型的滞后阶数的选取，下面我们先给出一般的 ARDL 模型形式：

$$G_t = a + b_0 S_t + \sum_{p=1}^p b_p S_{t-p} + \sum_{q=1}^q c_q G_{t-q} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中： p, q 为滞后阶数。如果 G_t, S_t 具有协整关系，则 ε_t 为平稳序列，则

$$E_t = G_t - (\sum_{p=0}^p b_p / (1 - \sum_{q=1}^q c_q)) S_t - a / (1 - \sum_{q=1}^q c_q) = 0 \quad (8)$$

$$h = \sum_{p=0}^p b_p / (1 - \sum_{q=1}^q c_q) \quad (9)$$

利用 ARDL 模型估计 OHR 之前，需要先进行 ARDL 的协整检验，以确定存在协整关系。这需要对条件误差修正(Conditional Error Correction)形式的 ARDL 模型进行检验：

$$\Delta G_t = a + eT + cG_{t-1} + dS_{t-1} + \sum_{p=0}^{p-1} b_p \Delta S_{t-p} + \sum_{q=1}^{q-1} c_q \Delta G_{t-q} + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中， T 是时间趋势。这里，由于采取了 1 阶差分形式回归，所以 $\Delta S, \Delta G$ 的滞后阶数相对式(7)的 S, G 的滞后阶数减少 1 阶。按照 Pesaran 等(2001)，原假设是不存在协整关系，即 $H_0 : c = d = 0$ ，备择假设是 $H_1 : c \neq 0, d \neq 0$ ，通过渐进服从 F 分布的 F 统计量加以检验。然而，这里的 F 统计量是非标准分布的，它取决于变量的个数，以及是否变量是 $I(0)$ 或者 $I(1)$ 序列。Pesaran 等(2001)给出了所有变量都是 $I(0)$ 序列，以及所有变量都是 $I(1)$ 序列的 F 统计量的临界值，得到 F 检验统计量的上界值和下界值。当 F 统计量大于上界值则拒绝不存在协整关系的原假设，当 F 统计量小于下界值则不能拒绝不存在协整关系的原假设，当 F 统计量介于上界值和下界值之间则不能确定是否拒绝不存在协整关系的原假设。检验中对于是否具有截距项 a 和时间趋势项 eT 需检验确认。如果检验结果表明变量间存在协整关系，则可以按照式(7) 和式(8)估计协整关系 E_t 和价格水平模型的 OHR。进一步，ARDL 模型确认了变量间的协整关系，也可以得到变量的 ECM 模型，从而就可以按照式(6)估计价差模型的 OHR。

综上所述, 本文将主要采用价格水平模型和价差模型研究套期保值问题, 这里将采用协整技术得到股指和 GDP 的长期均衡关系, 并且在此基础上分析投资与股市的长期收益与短期风险。对于价格模型, 分别采用 Johansen 协整检验、ARDL 协整检验, 从而得到长期均衡关系, 并估计 OHR。对于价差模型, 由于 G_t, S_t 的短期波动可能存在明显差异, 并不能保证 ECM 模型的短期偏离向长期均衡收敛, 这里不仅采用式(6)的 ECM 模型, 也采用式(5)的双变量 VAR 模型。当采用式(6)的 ECM 模型形式时, 首先要估计长期均衡关系 E_t , 这里将采用由价格水平模型得到的结果。

2 实证研究

为了涵盖上海证券交易所和深圳证券交易所上市的所有 A 股, 以全面反映投资股市的状况, 本文采用中信标普 A 股综合指数(SPCCI, S&P/CTTIC Composite Index)。由于名义 GDP 只有季度数据, 因此这里采用 SPCCI 和名义 GDP 的季度数据加以实证研究。1996 年之前中国股市上市公司较少, 而且 SPCCI 始于 1996 年, 所以研究样本选取 1996 年第 1 季度-2011 年第 2 季度。SPCCI 数据来源于中信标普数据服务网站, 名义 GDP 数据来源于中经网。由于对数差分序列具有明显的经济和统计意义, 以下分析均对 SPCCI 和名义 GDP 的季度数据取对数, 分别记为 S_t, G_t 。

图 1 给出了 GDP 与 SPCCI 的趋势以及描述性统计量, 从中不难发现, G_t 与 S_t 均有着明显的增长趋势, 其中 G_t 的均值为大于 S_t , 而标准差接近, 偏态、峰态以及 JB 统计量并未显示出序列具有显著的非正态分布特征。另外, 对 G_t 与 S_t 采用 ADF 检验, 均显示为 $I(1)$ 序列。可见, 它们均是非平稳序列。同时, G_t 具有明确的季节效应, 但是本文的研究并未先对 G_t 序列采用滤波方法剔除季节波动成分, 主要原因在于, 剔除了季节波动成分之后得到的 G_t 序列, 无法得到反映季节波动产生的风险; 剔除季节波动成分的方法有很多种类, 由于样本容量不大, 不同的方法可能会产生不同的结果; 通过序列的滞后项, 也可以考虑季节波动的影响, 统计上更令人信服。另外, 未作说明, 本文均采用 AIC 确定滞后阶数。

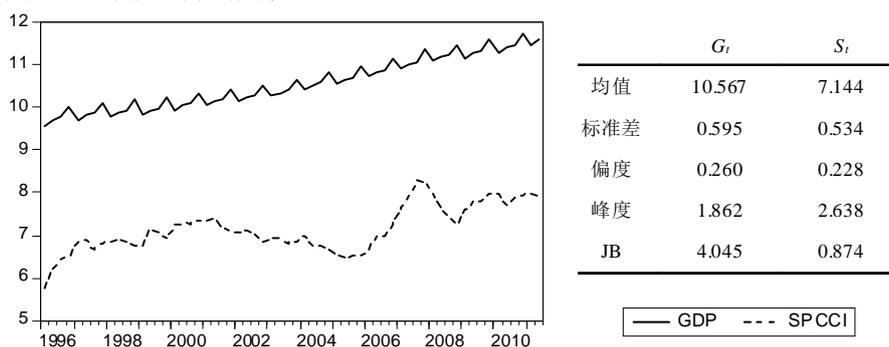


图 1 GDP 与 SPCCI

表 1 给出了 G_t 与 S_t 协整检验结果。根据 AIC 准则, 采用 6 阶滞后 VAR 模型, 按式(10)的 ARDL 模型检验时, 系数 a, e 并不显著, 因此采用无截距和无趋势模型检验协整关系, 其 F 统计量的临界值参照 Pesaran 等(2001)。从表中的检验结果, 不难发现, 无论是 ARDL 检验还是 Johansen 检验都表明 G_t 与 S_t 是协整的, 它们之间存在长期均衡关系。

表1 GDP 和 SPCCI 的协整检验

ARDL 协整检验			
F 统计量	6.503*	(3.15, 4.11)	
Johansen 协整检验			
原假设	特征根	迹统计量	最大特征值统计量
0 个协整向量	0.225	16.080*(15.495)	14.514*(14.265)
至少 1 个协整向量	0.027	1.565(3.841)	1.565(3.841)

注：括号内为 5%水平的临界值，ARDL 检验给出的是上下界，*表示在 5%水平下显著。

表 2 给出了式(7)估计 ARDL 模型的结果。由于选取的是价格水平模型，按 AIC 准则，采用 7 阶滞后。无约束 ARDL 模型，调整 R^2 为 0.999，残差和残差平方 Q 统计量都显示不存在序列相关，可见模型设定以及拟合效果都很好。根据式(8)可以估计得到 $h = 0.736$ 。同时，按照 Johansen 协整检验，通过 VAR 系统也可以估计得到 $h = 1.006$ 。两种方法估计的结果显示，OHR 非常接近于 1。如果股市能够成为国民经济的“晴雨表”，那么长期而言，股指对名义 GDP 的弹性就应等于 1，从而 OHR 等于 1。为此，我们对 ARDL 模型和 Johansen 模型施加股指对于名义 GDP 的长期弹性为 1 的约束，ARDL 模型的 Wald 检验的 F 统计量为 0.435，概率值为 0.514；Johansen 模型的似然比检验的 χ^2 统计量为 0.002，概率值为 0.967，均不能拒绝 OHR 等于 1 的假定。对 ARDL 模型施加 $c_7 = 1 - \sum_{p=0}^7 b_p + \sum_{q=1}^6 c_q$ 的约束，估计结果也显示在表 2 中，调整 R^2 达到 0.996，残差和残差平方的 Q 统计量也都显示不存在序列相关，模型设定以及拟合效果都很好，同时从 AIC 值可以看出有约束 ARDL 优于无约束 ARDL。

同时，为了考察带约束 ARDL 模型的稳定性，检验其是否存在结构转变，根据 Brown 等(1975)^[16]的 CUSUM 方法，通过累积的递归残差和以及递归残差平方和，考察 CUSUM 统计量是否在 5%显著水平下的区间中，如果均在其区间中，则不存在结构转变，模型系数稳定。图 2 给出了相应的结果，可见模型是稳定的。因此，我们认为 OHR 等于 1，这也表明股指对于名义 GDP 的弹性等于 1，长期而言，股市就是国民经济的“晴雨表”。由于 G_t 与 S_t 相差 3.423，不难得出，长期均衡关系为：

$$E_t = G_t - S_t - 3.423 = 0 \tag{11}$$

表2 ARDL 模型估计

	无约束 ARDL	有约束 ARDL
常数项	-0.047 (0.057)	-0.011 (0.047)
S_t	-0.007 (0.016)	0.001 (0.014)

S_{t-1}	0.024 (0.023)	0.019 (0.023)
S_{t-2}	-0.023 (0.023)	-0.023 (0.023)
S_{t-3}	0.062** (0.023)	0.064** (0.023)
S_{t-4}	-0.046* (0.023)	-0.049* (0.023)
S_{t-5}	-0.019 (0.025)	-0.018 (0.025)
S_{t-6}	-0.059* (0.026)	-0.061* (0.026)
S_{t-7}	0.058** (0.018)	0.068** (0.016)
G_{t-1}	0.712* (0.133)	0.770* (0.124)
G_{t-2}	0.148 (0.171)	0.147 (0.171)
G_{t-3}	-0.053 (0.122)	-0.025 (-0.120)
G_{t-4}	1.008** (0.016)	1.007** (0.016)
G_{t-5}	-0.718** (0.135)	-0.781** (0.123)
G_{t-6}	-0.160 (0.169)	-0.164 (0.170)
G_{t-7}	0.076 (0.119)	
调整 R2	0.999	0.996
AIC	-5.270	-5.273
残差 Q(12)	9.503	10.605
残差 Q(24)	20.429	18.269
残差平方		
Q(12)	12.474	13.606
残差平方		
Q(24)	20.481	21.912

注：括号内为估计系数标准差，*表示在 5%水平下显著，**表示在 1%水平下显著。

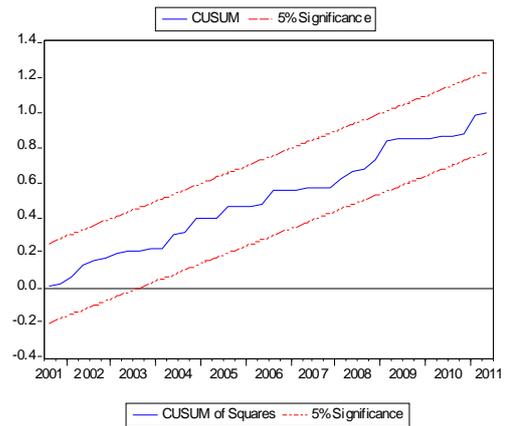
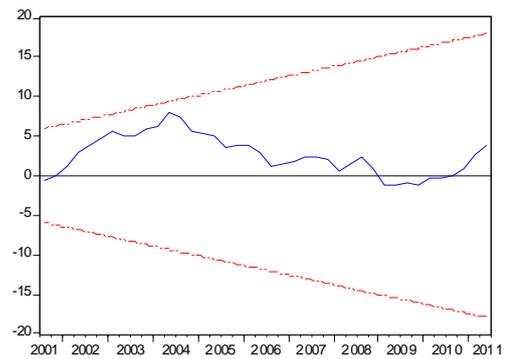


图2 模型稳定的CUSUM检验

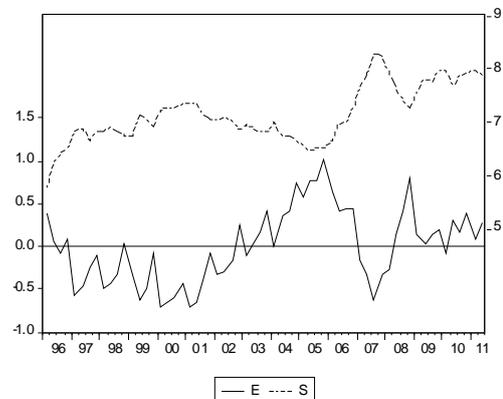


图3 长期均衡与股指

在按照价差模型计算 OHR 之前，首先分别按照 ARDL 模型和 Johansen 模型计算误差修正模型，以考察短期偏离向长期均衡收敛，表 3 给出了长期均衡关系 E_{t-1} 的回归系数。结果显示，股票价格的 E_{t-1} 系数为正，而且显著，可见股票价格的短期偏离会向长期均衡收敛；但是，名义 GDP 的 E_{t-1} 系

数也为正，同时不显著，如果其向长期均衡收敛 E_{t-1} 应该显著为负，可见名义 GDP 出现短期偏离后，并不向长期均衡调整。这证明，股市长期是依托于国民经济增长的，而国民经济的增长长期不是完全依赖股市，可见股市作为国民经济的“晴雨表”再一次得到印证。不过，由于名义 GDP 并不向其长期均衡收敛，这也导致了利用股市进行保值存在风险，同时按照价差模型计算 ORH 存在问题。

表 3 基于 ECM 的短期偏离向长期均衡关系收敛

	ARDL 模型		Johansen 模型	
	ΔG_t	ΔS_t	ΔG_t	ΔS_t
E	0.010(0.007)	0.256*(0.066)	0.009 (0.009)	0.316*(0.090)

注：括号内为估计系数标准差，*表示在 5%水平下显著。

表 4 给出了按照基于价差模型，按照式(6)的 ECM 模型估计的 OHR，以及按照式(5)双变量 VAR 模型估计的 OHR。显然，估计得到的 OHR 均不显著，这表明按照价差模型对名义 GDP 保值的效果不理想，显然名义 GDP 短期偏离对于长期均衡不收敛是主要原因。

表 4 价差模型的 ORH 估计

h	ECM 模型	双变量 VAR 模型
		-0.021(0.017)

注：括号内为估计系数标准差，*表示在 5%水平下显著。

综上所述，按照价格模型，根据长期均衡关系，确定 OHR 较为合适，不过由于名义 GDP 与股指短期波动的差异，显然会导致通过股指进行保值存在风险。进一步为了明确风险，采用 Lien 等(2002)，计算与未参与套期保值时的方差相比，参与套期保值后方差的减少程度：

$$H_e = \frac{Var(G_t) - Var(H_t)}{Var(G_t)} \quad (12)$$

其中： $Var(H_t) = Var(G_t - hS_t)$ 。可以得到 $H_e = 53.59\%$ ，这表明利用股市对名义 GDP 保值的效果还是非常明显，但是只能规避名义 GDP 波动的 53.59%。为此，图 3 给出了 E_t 与 S_t 的时间序列，其中 E_t 的均值为 0.0002，标准差为 0.4350，可见长期而言，股指对于名义 GDP 的弹性等于 1。但是大多数情况下 $E_t \neq 0$ ，不难发现 $E_t > 0$ 时，股指均处于下跌阶段，而 $E_t < 0$ 时，股指处于上涨阶段，这正表明了股指对于长期均衡偏离的收敛关系。而且， $E_t > 0$ 处于峰值时，股指处于低谷；而 $E_t < 0$ 处于低谷时，股指处于峰值。可见，当 $E_t < 0$ ，且呈现出继续下滑的趋势时，长期投资股指，试图利用股市对名义 GDP 保值成功可能性较小，尤其当 $E_t \leq -0.8698^2$ 时投资风险巨大；当 $E_t > 0$ ，且呈现出上升的趋势时，

² 按照均值减去 2 倍标准差得到。

长期投资股指，试图利用股市对名义 GDP 保值成功的可能性较大，尤其当 $E_t \geq 0.8704$ ³时投资风险非常小。

3 结论与建议

本文采用价格模型和价差模型分析了利用股市对名义 GDP 保值的问题，尤其我们采用 Johansen 协整和 ARDL 协整方法对价格模型的研究取得了较好结果。从保值角度的研究，得出投资股市可能使财富在国民经济经济发展情况下，分享经济成长的成果，对冲通货膨胀的损失，保证其未来的生活水平，然而这种投资也存在短期波动风险。具体结果如下：

第一，在长期，股指与名义 GDP 存在着长期均衡关系，而且股指相对于名义 GDP 的弹性为 1。从而利用价格模型，可以确定 OHR 为 1，这表明投资股市可能使得财富相对于经济增长保值，也就是股市投资未来可能满足经济增长带来的备用购买力增加的要求。

第二，在短期，只有股指会对出现的短期偏离调整以收敛于长期均衡，而名义 GDP 并不会对短期偏离进行调整。这导致了利用价差模型进行 OHR 计算失效，而且利用价格模型，采用 OHR 为 1 对名义 GDP 进行保值存在不可忽视的风险。

股指与名义 GDP 存在着长期均衡关系，同时股指的短期偏离收敛于这一均衡关系，这否定了一些学者和大众认为股市脱离了国民经济增长的观点，表明了股市的长期发展是以国民经济为基础的，这表明了我国股票市场长期有效性。但是，这种长期均衡，并不排除出现短期偏离的情形，因此如果考察某一个阶段，股市与国民经济增长背离就是正常的。同时本文的研究是基于季度数据的，所以这种偏离的时间应该也是以季度为单位的，一旦出现偏离的回归到均衡状态的时间也较长，并不会在几天或者几周内完成调整。

不少实证研究都表明(如 Fama, 1990^[1]; Cheung 和 Ng, 1998^[2])，一方面，股市表现往往走在经济前面，预示着经济增长；另一方面，大多数经济数据指标都是滞后数字。特别，现实全球经济增长受到债务危机的拖累，存在二次探底风险，中国经济内部面临转型之痛、收入差距过大、高房价等等问题困扰，未来经济增长不确定性极大。因此，可以理解为什么现实 GDP 高增长，股市表现反而不佳。

从 1996 年至 2010 年一个较长的时间看，我国名义 GDP 的 4 个季度平均增长了 459.15%，相应的 SPCCI 指数 4 个季度平均增长了 396.00%。数据再一次证明，长期而言，股指与名义 GDP 具有共同的增长趋势。由于股市每天都有交易，不仅存在投资行为，还存在投机行为，以及非理性的羊群行为，这就使得它与 GDP 相比，其数据具有自身的短期波动特点，短期风险不容忽视。股市对于国民经济的短期偏离是常态，但是其长期均衡关系，还是给我们以明确的信息，就是长期平均而言，投资股指是能对 GDP 保值的，不能因为股市短期的低迷，而对其完全否定。从发达国家的历史经验来看，股市是社会财富的重要投资平台。随着中国经济的成长，社会财富的大量增加，未来个人、社保基金、保险等等将积累大量的资金，基于股市与 GDP 的长期均衡关系，表明股市是这些资金很好的长期投资渠道。然而，在投资时，我们需要注重投资时机的选择与把握，规避短期偏离的风险。我们认为：

第一，大众可以对市场指数进行长期投资，以实现财富对名义 GDP 的保值。特别，如果看好中国经济的未来，股市是投资中国经济的重要平台，推出中国版的 401k 可以为老百

³ 按照均值加 2 倍标准差得到。

姓提供分享中国经济成长的投资渠道。

第二，长期投资需要规避短期风险，把握投资时机非常重要。当 E_t 值为负时的投资风险应予以关注，应该考虑 E_t 为正时进行投资。推出中国版的 401k 应该把握时机，应该选择在 E_t 为正，尤其是 E_t 值处于峰值区域推出。2007 年之后 E_t 迅速由负变正，而且一直到 2011 年 6 月 E_t 都为正，从图 3 可以看出，股市现在并不是处于长期的高位，而是低位，虽然这并不意味着股市已经处在阶段性的最低点，但是就长期均衡看，股市的估值明显偏低，现时应该积极讨论中国版的 401k，为养老金、保险等长期资金进入股市投资做好充分准备。对于大资金的长期投资，并不要求一定买在最低点，而且也很难买在最低点，另外由于它们资金庞大，很难短期内一次完成建仓。因此，现实股市低位，对长期投资而言是较好的时机。如果一味等到经济转好，由于股市对于 GDP 的预先反应，那时 E_t 值已经由正转负，股指回到 3000 点或者 4000 点，再进行投资，虽然短期回报较好，但是长期风险可能更高。

参考文献

- 王春峰, 贺强, 蒋祥林, 韩东, 李双成, 刘骏民. 2003. 政治影响——是不是政策市. 载成思危主编. 诊断与治疗: 揭示中国的股票市场.
- 朱东辰, 余津津. 2003. 中国股市波动与经济增长关系的实证分析. 经济科学(2): 32~39.
- 孙霄翀, 高峰, 马菁蕴, 崔文迁. 2007. 上证综指脱离中国经济吗?——兼论如何改进上证综指. 金融研究(9): 173~183.
- Brown R L, Durbin J, Evans J M. 1975. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. Journal of the Royal Statistical Society, Series B(37): 149~192.
- Cheung Y W, Ng L K. 1998. International evidence on the stock market and aggregate economic activity. Journal of Empirical Finance(5): 281-296.
- Coffey B K, Anderson J D, Parcell J L. 2000. Optimal hedging ratios and hedging risk for grain co-products. Paper presented at American Association Annual meeting. www.aaea.org/meetings/.
- Engle R F, Granger C W J. 1987. Co-integration and error correction representation: estimation and testing. Econometrica(55): 251~276.
- Fama E F. 1990. Stock returns, expected returns, and real activity. Journal of Finance(45): 1089~1109.
- Ghosh A. 1993. Hedging with stock index futures: estimation and forecasting with error correction mode. Journal of Futures Markets(13): 743~752.
- Kenourgios D S A, Drosos P H. 2008. Ratio estimation and hedging effectiveness: the case of the S&P 500 stock index futures contract. International Journal of Risk Assessment and Management(9): 121~134.
- Lien D, Tse Y K, Albert K C. 2002. Evaluating the hedging performance of the constant correlation GARCH model. Applied Financial Economics(12): 791~798.
- Lien D, Tse Y K. 2002. Some recent developments in future hedging. Journal of Economic Surveys(16): 357~396.
- Myers R J, Thompson S R. 1989. Generalized optimal hedge ratio estimation. American Journal of Agricultural Economics(71): 858-867.
- Pesaran M H, Shin Y, Smith R J. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships.

Journal of Applied Econometrics(16): 289~326.

Scarpa E, Manera M. 2008. Pricing and hedging illiquid energy derivatives: an application to the JCC index. Journal of Futures Markets(28): 464~487.

Witt H J, Schroeder T C, Hayenga M L. 1987. Comparison of analytical approaches for estimating hedge ratios for agricultural commodities. Journal Futures Markets(7): 135~146.