

共同基金行业的选择和持续性

● 要点 1

基金的超额收益可以拆分为行业选择能力和股票选择能力。

● 要点 2

行业选择能力可以解释基金业绩的三分之一。

● 要点 3

行业选择能力推动了基金业绩的持续性；股票选择能力并没有被证明存在持续性。

● 要点 4

股票选择能力受规模不经济效应影响；行业选择能力并没有被证明受规模不经济效应影响。

内容目录

图表目录	3
文献来源	4
摘要	4
引言	4
1. 数据	6
2. 性能分解	8
3. 实证分析	11
3.1 持续性	11
3.2 股票和行业选择能力与基金规模	16
4. 总结	17

图表目录

表 1 : 样本统计摘要	18
表 2 : 使用每日数据的因子模型估计	19
表 3 : 行业选择能力统计数据	20
表 4 : 绩效持续性	21
表 5 : 使用过去的总 alpha、行业选择能力或股票选择能力预测总 alpha	23
表 6 : 根据过去的性能排序的未来十等分总 alpha	24
表 7 : 业绩和基金投资组合规模	25

文献来源

文献来源: Busse, J. and Tong, Q. (2012) . Mutual Fund Industry Selection and Persistence . *The Review of Asset Pricing Studies* 32, PP. 374 - 422.

文献亮点: 本文将基金的业绩拆分成行业选择能力和股票选择能力。从对业绩的解释程度, 对业绩持续性的推动以及在规模不经济效应下的表现为主要方向证明了行业选择能力对基金业绩的重要性。

摘要

我们分析了共同基金的行业选择能力—基金的行业配置相对于市场的表现。我们发现, 根据两位数的标准产业分类 (SIC) 代码, 行业选择能力可以解释基金业绩的三分之一, 其余部分的则是个别股票相对于其自身行业的表现。更重要的是, 我们发现行业选择能力推动了业绩的持续性。与股票选择能力不同, 行业选择能力不会因基金产品的增加削弱。我们的结果表明, 基金经理挑选表现优异行业的能力, 可以提供超出标准业绩衡量标准的信息, 从而提高基金投资者的未来收益。

引言

有关共同基金的研究通常在基金层面或单个证券层面上分析基金业绩。在基金层面上, 通常会将股东回报与一个或多个基准进行比较, 如 S&P 500 指数。在证券层面上, 通常将单个股票的回报按照特定的股票基准进行评估的, 比如 DGTW 特征基准。前者的例子从最早的共同基金研究, 包括詹森 (1968), 一直到现在。后者的例子包括 Grinblatt, Titman (1989), Daniel, Grinblatt, Titman, Wermers (1997), 以及 Wermers (2000), 等等。

对这些业绩研究的解释无一例外地强调了基金经理的选股能力。例如, 一个正的 α 可以表明基金经理具有好的选股能力。然而, 基金经理持有绩优股票的具体原因可能远远超出他挑选个别股票的能力。例如, 基金经理可能有能力解释经济的变化, 并将其投资组合转向在某些宏观经济环境中表现良好的股票类型。例如, 当利率开始下降时, 银行往往表现出色, 因为它们的利润提高了。

选股者的标签似乎最适合那些采用自下而上投资技术的人。在这种类型的策略中, 经理人专注于单个公司的分析, 不强调经济周期和行业趋势。这种自下而上的投资风格的替代策略是自上而下的方法。在这种方法中, 经理人首先就广泛的行业配置作出决定, 然后再转向更精细的细节, 最终选择个别股票。

在这篇文章中, 我们探讨了经理人在做出更广泛的分配决策方面的能力。具体来说, 我们研究了与股票选择相比行业选择在经理人的投资组合业绩中的重要性。也就是说, 我们考察了经理人的行业配置对其业绩的推动程度, 并与其投资组合中所持有的行业的特殊股票选择所带来的推动进行对照。

根据两位数的标准产业分类 (SIC) 代码, 我们表明行业选择对基金业绩的贡献

很大，大约占到基金异常收益的三分之一。我们的分析显示，这种行业选择的重要性在不同时期都是非常稳定的，不同基金的平均贡献率随时间变化不大。作为比较，我们发现一个以研究其持有的个别股票的市值，账面价值和动量特征为风格的基金，占基金异常收益的四分之一到二分之一，具体数值这取决于回归模型中的因子。

与行业选择能力和股票选择能力相关的能力组合可能有很大的不同，行业选择能力依赖于对宏观经济关系的理解，而股票选择能力则依赖于对公司特定驱动因子的评估能力，如产品的创新或管理能力。我们分析了能力每个部分带来的收益的持续程度。许多文章研究了能力整体的持续程度，包括 Grinblatt, Titman (1992)，Hendricks, Patel, Zeckhauser (1993)，Goetzmann, Ibbotson (1994)，Brown, Goetzmann (1995)，Malkiel (1995)，Elton, Gruber 和 Blake (1996) 等等。普遍的共识是，良好的业绩即使存在，也只是在控制了动量因子之后的一两个季度内持续存在 (Carhart, 1997; Bollen & Busse, 2005)，而糟糕的业绩则持续得更厉害，通常是因为高额的费用。我们发现，由行业选择带来的业绩部分持续存在，而股票选择带来的业绩部分则不会持续存在。在两个季度的投资期限内，过去的行业选择能力能预测未来的行业选择能力，而股票选择能力甚至不能预测一个季度后的股票选择能力。我们的结果表明，行业选择，而不是股票选择，推动了文献中记录的整体业绩持续性的证据。

我们的结果也可以在市场择时的背景下进行解释。关于标准的市场择时文献 (例如，Treynor & Mazuy, 1966; Henriksson & Merton, 1981) 研究了基金是否能随着市场条件的变化在股票和现金之间巧妙地转变其投资组合。然而，要明确区分择时和选择能力是很困难的。例如，在同期估计的 α 和择时能力之间存在着强烈的负相关关系 (Jagannathan & Korajczyk, 1986)，因此选择能力可能被误认为是择时。此外，与市场择时无关的驱动因子，如外生投资者现金流 (Ferson & Schadt, 1996; Ferson & Warther, 1996; Edelen, 1999) 期权持有量，临时交易，公共信息和系统性陈旧定价 (Chen, Ferson & Peters, 2010)，都会影响基金的 β 值，也可能导致错误的解释。在更实际的层面上，许多共同基金，平衡型和资产配置型基金除外 (见 Becker, Ferson, Myers, & Schill, 1999)，其运作是完全投资于股票市场。因此，由于他们强调市场中的 β 值和股票与现金之间的变动，标准的择时测试可能不适合识别更巧妙的择时形式，这可能是股票型共同基金行业的特征。

当共同基金投资于表现优异的行业时，就会提升行业选择能力。作为一个极端的例子，一个在牛市中投资于顺周期行业和/或在熊市中投资于公用事业的基金可能会显示出正的行业选择能力，这取决于对风险的控制。由于随着市场条件的变化而在各行业间轮换是许多基金利用的择时策略的特点，我们对行业选择能力的估计可能为推断择时能力提供了一种更现实的方式。我们对行业选择能力的估计也克服了许多进行市场择时标准测试的阻碍和时遇到问题。例如，行业选择能力对现金持有量，基金的费用和交易成本不敏感，因为我们以基金股票持有量而不是股东净收益为基础。

Berk 和 Green (2004) 假设，大量资金流入成功的基金，最终导致成功的基金失去业绩优势。成功的基金面临着不断增加的交易成本 (由于更大规模的交易) 和/或在其投资组合中增加吸引力较小的股票。Chen, Hong, Huang 和 Kubik (2004) 利用股东净收益，发现基金投资组合规模与整体业绩之间存在负相关。Elton, Gruber, 和 Blake (即将出版) 使用的不同规模分界点对每个投资目标进行划分，没有发现基金规模和股东净收益之间存在负相关的证据。采用 Elton,

Gruber 和 Blake 的方法，对每个投资目标采用不同的规模分界点，我们发现基金规模与成本前总基金业绩之间存在微弱的证据，其中负面关系的强度取决于回归模型中的因子数量。然而，我们还发现基金规模与股票选择能力之间存在着强烈的负相关关系。相比之下，我们没有发现基金规模与行业选择能力之间存在负相关的证据。我们的结果表明，尽管基金在资产增加时无法保持其股票的选择能力，但它们确实保持了其行业选择能力。因此，流入成功基金的资金似乎并没有削弱行业能力。显然，与单个股票不同，行业选择为进一步投资提供了充足的机会。

在共同基金的研究中，对基金投资组合行业特征的研究很少受到关注。大多数共同基金研究没有控制行业风险，而是在其业绩衡量中控制规模，价值的风险和动量因子，这与经验性资产定价文献的趋势一致。最近研究行业配置的文章包括 Kacperczyk, Sialm, Zheng (2005), Avramov, Wermers (2006)。Kacperczyk, Sialm, 和 Zheng (2005) 发现，集中持有较少行业的基金的表现往往优于跨行业分散的基金。Avramov 和 Wermers (2006) 研究了根据经理能力，风险负荷和基准回报预测表现出色的基金的行业分配。他们发现，经过优化选择的基金显示出在整个商业周期中对行业分配有随着时间变化的能力，并且在能源、公用事业和金属行业有较大的风险。Cremers 和 Petajisto (2009) 研究了基金投资组合在每个股票上与基准的差异程度，Amihud 和 Goyenko (2011) 研究了基金的因子回归模型的 R^2 与未来基金业绩之间的关系。对各行业的过度分配或分配不足将是一个投资组合与基准不同或 R^2 相对较低的原因之一。

Kacperczyk, Sialm, Zheng (2005), Cremers, Petajisto (2009), Amihud, Goyenko (2011) 发现，基金经理的能力体现在与被动指数不同的投资组合中，并且他们发现这些差异与基金业绩之间存在正相关。我们的研究与这些文章的一个关键区别是，我们强调的不是投资组合与被动指数的差异程度，而是投资组合中股票的行业表现。也就是说，在我们看来，一个投资组合与被动指数差别很大的基金，要么表现出色，要么表现不佳，其结果主要取决于其组成行业的表现。

在一篇被从业者广泛引用的文章中，Brinson, Hood, 和 Beebower (1986) 探讨了在投资过程中，由机构资金经理管理的投资组合中，配置更进一步的重要性。他们分析了股票、债券和现金之间的分配，发现这些分配的决定解释了投资组合总回报中超过 90% 的变化。根据结构，我们的共同基金样本主要持有股票。因此，我们从行业，而不是资产类别的层面入手。此外，我们的重点是确定行业分配在多大程度上解释了风险调整后的业绩，而不是总回报的变化。

文章的结构如下。第 1 节描述了数据，第 2 节定义了我们对行业和股票选择的测量，第 3 节介绍了我们的实证分析，包括业绩的持续性和与规模有关的问题，第 4 节得出结论。

1. 数据

我们从汤姆森金融公司 (CDA/Spectrum) 的共同基金持股数据库中获得共同基金的持股情况。该数据库由 1980 年 1 月至 2009 年 9 月 (含) 期间几乎所有美国共同基金的投资组合持股数据组成，对被纳入的基金没有最低生存要求。对于每个基金持有的每只股票，数据包括 CUSIP, 股票代码, 公司名称和持股数量。汤姆森金融公司从共同基金向美国证券交易监督委员会 (SEC) 提交的报告中收集这些数据，这是 1940 年《投资公司法》第 30 条修正案的要求，也是自愿提交的基金报告。自 1985 年以来，共同基金被要求每半年向美国证券交易监督委员

会提交一次投资组合持有量报告，自 2004 年以来每季度一次。在我们的样本中，86% 的基金都有季度持股报告。汤姆森金融公司的持股数据库没有已知的生存偏差（Cici, Gibson, & Moussawi, 2010）。

我们专注于国内股票基金，包括那些由汤姆森金融公司指出的具有以下投资目标代码的基金：积极增长型，增长型以及增长与收入型。因为我们对分析与主动管理基金相关的能力感兴趣，所以我们删除了可能是被动管理的基金。我们还剔除了行业基金，因为它们的行业分配决策受到很大的限制。

我们从证券价格研究中心（CRSP）的每日和每月股票档案中获得了单个股票的回报，价格，净发股票以及 SIC 代码。我们从 CRSP 收集了 1980 年至 2009 年这 30 年的样本数据。

我们将汤姆森金融公司的股票持有量与 CRSP 的股票日回报进行匹配。尽管我们无法将所有的股票持有量与 CRSP 中的公司进行匹配，但缺失的数据占股票持有量的 1% 以下，这与 Kacperczyk, Sialm 和 Zheng（2005）的匹配率一致。因为 CRSP 关注的是美国上市的股票，这些股票需要满足最低市值的要求，所以未匹配的持股可能主要包括未在纽约证券交易所，美国证券交易所或纳斯达克上市的微型股和外国股票。在未列出的结果中，我们发现我们的主要发现对匹配程度不敏感。

我们使用从最近日期的投资组合持有量中得出的投资组合权重来计算每日假设的基金总回报。例如，我们使用 1990 年 6 月底的投资组合持有量来计算 1990 年第三季度的回报。我们用股票价格和所持股份的乘积然后除以投资组合中所有股票的美元投资之和来确定每个投资组合的初始权重。权重在本季度会发生变化，就像买入并持有的资产组合中的权重一样，权重每天都会随着所有投资组合持有的总回报（股息在除息日前反映）而变化。当一个季度内有额外的持股数据时，我们会在新的持股数据的第二日开始使用新的持股和股票价格来重新设定个人持股的初始权重。在持股不按季度报告（如半年期持股）或与自然季度不一致的情况下，我们使用最近报告的持股量。每日回报估计值与基金持有量之间的自然日最多六个月（通常少于三个月）。

我们用来计算回报率的过程类似于其他人使用的过程，如 Grinblatt, Titman（1989），和 Wermers（2000）。回报序列与实际股东回报不同，因为它们忽略了费用，交易成本，非美国股票持有量和季度内投资组合调整。因此，我们在扣除成本前估计能力。我们随后将我们的业绩衡量指标与交易成本，费用和其他影响股东净回报的非股权影响因素的估计值进行比较。

表 1 提供了我们基金样本在选定的样本年份期间的投资组合的统计数据。从 1980 年到 2009 年，基金的数量急剧增加，与共同基金行业在过去 30 年的飞速发展一致。在样本期间，每个投资组合的股票数量也大幅增加，与每个基金管理机构平均资产的增加相吻合。增加投资组合中的股票数量有助于缓解交易成本的增加，而交易成本通常会伴随着资产的增加。

该表还报告了每个投资组合的行业数量，我们使用历史上准确的两位数 SIC 代码来定义行业，取自 CRSP。SIC 代码通常在两位数或四位数水平上使用。我们在分析中使用较粗的两位数水平，主要有两个原因。首先，精细的行业分组（如与四位数 SIC 代码相关的分组）往往会导致行业数据稀少，使得我们很难将行业效应与个股效应区分开来。例如，微软公司（股票代码 MSFT）在 1986-2009 年期间占与 7370 SIC 代码相关的总市值的 38%。在 MSFT 股票表现优于市场的时期，整个四位数的软件行业通常也表现良好（由于 MSFT 在行业回报中的直接

权重)，而 MSFT 在此行业之外的表现不明显。更粗的行业分组导致了更多的行业和更小的单个股票影响。第二个原因是，大多数多元化的基金经理不太可能将其持有的股票归类远远超过相当于两位数的 SIC 代码。例如，基金经理经常将来自第三方数据供应商的信息作为他们分析的一个输入，其中许多数据被组织成与两位数 SIC 代码类似的行业分组。

SIC 分类系统的替代品包括北美产业分类标准 (NAICS) 代码和全球行业分类系统 (GICS) 代码。我们选择 SIC 系统是因为它在学术文献中被广泛使用。然而，作为一个稳健性测试，我们用三位数的 NAICS 代码重复了我们的主要分析，我们从 Compustat 数据库中获取了这些代码，发现结果非常相似。GICS 代码直到 1990 年代中期才可用，因此在我们的样本区间大约有一半无法使用。

共有 95 个独特的两位数 SIC 代码，从 01（农业生产-作物）到 99（不可分类的机构）。在任何时间点，我们的样本基金总共持有这些两位数 SIC 代码中约 95% 的股票。在我们的样本期间的任何时间点，大约有 8,000 只股票在运行并可在 CRSP 上找到，平均每个特定的两位数 SIC 代码有大约 80 个 CRSP 股票。如表 1 所示，我们样本中的每只基金在 23 个独特的两位数 SIC 行业中持有中位数的 54 只股票。因此，平均而言，基金在其投资组合中持有大约 3% 的行业股票。

2. 性能分解

在这和文章的其他部分，我们使用三种不同的标准基础模型来评估每日假设的基金回报的表现：基于资本资产定价模型的单因子模型，该模型使用基于整体股票市场的超额收益为代理；四因子模型，该模型使用规模 (SMB)，价值 (HML) 和动量 (UMD) 因子以及市场因子 (Fama & French, 1993; Carhart, 1997)；以及五因子模型，该模型在四因子模型中加入行业动量因子 (Moskowitz & Grinblatt, 1999)：

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_{i=1}^k (\beta_{pi} r_{i,t} + \beta_{lipi} r_{i,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

其中 $r_{p,t}$ 是基金组合在时间 t 的超额收益， $r_{j,t}$ 是基于 k ($k \in [1,4,5]$) 个因子的回报。

我们使用价值加权的 CRSP 收益序列作为我们的市场代理，并从 Ken French 的网站上获取 SMB, HML 和 UMD 因子以及无风险收益（用于计算投资组合的超额收益）。我们构建的行业动量因子与 Moskowitz 和 Grinblatt (1999) 类似。我们取过去 12 个月收益率高的行业和过去 12 个月收益率低的行业的收益率之差。我们对构成高动能和低动能行业的行业收益以及每个单个行业的收益进行价值加权。我们使用 70% 和 30% 作为分界线来定义高和低行业的回报，并使用两位数的 SIC 代码来定义行业。回归方程 (1) 中的滞后因子控制了单个投资组合持有的非同步交易 (Scholes & Williams, 1977; Dimson, 1979)。截距 α_p ，是基金在风险调整的基础上超越市场的能力的标准估计，它被四因子和五因子模型中的规模, 价值, 股票动量因子和行业动量异常因子调节。

利用每日的基金回报，我们在较短的季度间隔内估计回归方程 (1)。虽然我们的方法与 Ferson 和 Schadt (1996) 的方法不同，后者使用宏观经济条件变量与月度频率数据和较长的估计间隔，但我们将我们的回归系数解释为条件估计，因为我们捕捉到了跨季度的系数变化 (Braun, Nelson & Sunier, 1995)。作为进一步控制时变因子风险的替代方法，我们将季度测量间隔分为两个相等的

一半，每季度估计回归方程（1）两次，将两组估计的平均值作为整个季度的估计值。这样做，我们可以捕捉到一些因子暴露伴随的季度内的变化，从而对选择能力有一个更清晰的估计。

我们将共同基金能力的标准估计值，即 α 解释为能力的两个不同组成部分的总和：行业选择能力和股票选择能力。行业选择能力是指将资产分配到随后表现优于其他行业的行业的能力。对许多基金经理来说，行业选择能力体现了投资过程中早期步骤之一的专业知识——选择将要表现出色的广泛市场领域的的能力。选股技巧是指在基金投资的行业中挑选最佳股票的能力。

我们将标准 α 分解为行业选择能力和股票选择能力，具体如下。首先，对于每个基金，我们构建一个相应的行业收益时间序列 $R_{pi,t}$ ，与基金的行业风险敞口一致。为此，我们将基金投资组合中的每只股票替换为其价值加权的行业回报。比如，我们用与两位数 SIC 行业 73 相关的价值加权回报来替换微软，这就是微软的两位数 SIC 行业分配。每个行业的回报率得到的初始权重与它在基金组合中代表的股票相同。随后随着时间的推移，该权重根据投资组合中所有行业的回报而变换。因此，这个新的时间序列的收益剥去了个别股票的动态，只留下可归因于基金的行业风险的回报。我们用来构建行业回报的过程与 DGTW（Daniel 等，1997）构建特征基准回报的过程。我们没有像 DGTW 那样使用 125 个规模/账面-市值比/动量，而是使用 95 个两位数的 SIC 行业仓。

我们使用特定产业超额收益的时间序列作为回归系数，建立与公式（1）相似的模型，

$$r_{pi,t} = \alpha_{pi} + \sum_{i=1} (\beta_{pij} r_{j,t} + \beta_{lpij} r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

其中， $r_{pi,t} = R_{pi,t} - r_{f,t}$ 。我们将模型中的截距 α_{pi} 解释为基金行业选择能力，将资产分配给表现优于其他行业的行业的能力。我们的过程与 DGTW 不同，因为我们的行业分类没有控制规模、账面市值和动量。回归方程（2）将这些与风格相关的影响从行业回报中去除，从而得出我们对行业选择能力的估计。

我们将选股技巧 α_{ps} 定义为基金总 α （公式（1）中的 α_p ）和行业选择能力（公式（2）中的 α_{pi} ）之间的差异。我们把选股能力解释为基金挑选股票的能力，这些股票的表现优于基金所持有的同一行业的其他股票。

我们每季度对每只基金的回归方程（1）和（2）进行估计（或在另一种代替的规则下每季度估计两次），并取每季度能力估计值的平均值，然后取跨季度的平均值。表 2 显示了基于单因子、四因子和五因子回归模型和五因子半季度模型的平均 α_p ， α_{pi} ， α_{ps} 和 t 统计量（基于季度平均 α 的时间序列的 Newey-West 矫正标准误差）。

首先请注意，整体能力的平均估计值是正的。在单个基金的基础上，这些能力指标在统计上与零并不存在显著的不同，这并不奇怪，因为与它们的估计有关的回报的季度时间序列很短。然而，在整个基金中，平均 α 在统计上与零有显著的不同。回顾一下，我们的回报是费用和交易成本的总和，因此，这些结果与研究股东回报（扣除费用和交易成本）的结果不一致也许并不奇怪。对股东回报的研究通常会导致风险调整后的收益为负的证据（比如 Gruber（1996），他发现年平均净四因子异常股东回报为 -0.65%）。在 Gruber（1996）的样本中，平均费用率约为 1.1%，Wermers（2000）在他的共同基金样本中估计出每年的交易成本约为 0.75%。将类似的费用和交易成本从表 2 的业绩估计中扣除，将产生与先前文献一致的平均业绩估计。我们的平均总能力估计值为正的证据也

与 Wermers (2000) 相似, 他发现扣除 DGTW 基准后的平均总业绩为正, 并估计总回报和净回报之间有 2.3% 的差异。

该表还显示了所有四个回归模型中代表行业选择部分和股票选择部分的 α 平均估计数为正。然而, 这些值在统计上与零并不存在显著的不同。我们研究这些能力估计值的主要目的是提供一个初步的指标, 说明行业选择部分的 α 相对重要性。根据样本的平均值, 行业选择能力似乎驱动了基金整体业绩的三分之一左右。例如, 对于五因子模型, 行业选择能力占总能力的 33% (在 1.16% 中每年占 0.38%)。然而, 行业和股票选择能力的估计值缺乏统计学意义, 这表明这一初步估计应谨慎解释, 也许这可以暗示行业选择能力的重要性, 但不代表精确估计。

我们接下来研究行业选择能力与股票选择能力在不同时期的相对重要性。对于每个季度的每个基金, 我们再次计算行业选择能力和总 α 。表 3 的面板 A, 报告了各个子样本时期的平均行业选择 α 与平均总 α 的比率。在所有季度中, 单因子、四因子和五因子基础模型的比率分别为 0.32、0.31 和 0.32, 五因子半季度模型为 0.32。也请注意估计的行业贡献随着时间的推移的稳定性。在所有四个模型和所有五年为单位的子样本期间, 归因于行业选择的业绩部分在 30.1% 到 33.5% 之间。这些结果提供了更多的证据, 证明经理人带来的能力中, 有相当一部分是与他们的行业选择相关的能力。这些比率表明, 如果基金投资于被动的行业指数, 而不是单个股票, 其权重与实际投资组合中的权重相同, 他们将获得他们通过实际股票选择实现的异常业绩的三分之一左右。不同时期结果的一致性表明, 无论市场环境如何, 大约三分之一的共同基金业绩归因于行业选择。

作为与行业选择对总 α 贡献的比较, 我们还计算了总业绩中归因于基金风格选择的部分, 其中我们依照市值、账面价值和动量的维度定义基金风格。我们的方法与我们对行业使用的过程相似, 只是我们使用特征基准回报而不是两位数的 SIC 行业回报来计算基金风格回报。具体来说, 我们用基金投资组合中的每只股票的 DGTW 特征基准回报率来代替。每只股票的特征基准回报都获得了与股票本身相同的初始权重, 随后权重会随着时间的推移而变化, 依照组合中所有其他特征基准回报。因此, 这个时间序列的回报, 即 $R_{p,style,t}$, 可以捕捉到基金风格的回报, 同时去除与基金风格的 DGTW 特征无关的特异性股票效应。

与回归方程 (2) 相似, 我们使用基金风格超额收益的时间序列构建单因子、四因子和五因子回归模型和五因子半季度模型,

$$r_{p,style,t} = \alpha_{p,style} + \sum_{i=1}^5 (\beta_{p,style,i} r_{i,t} + \beta_{lp,style,i} r_{i,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (3)$$

其中, $r_{p,style,t} = R_{p,style,t} - r_{f,t}$ 。最后, 我们用回归方程 (3) 中的截距 $\alpha_{p,style}$ 与回归方程 (1) 中的截距 α_p 之比来估计可归因于基金风格的总业绩的部分。表 3 的面板 B 显示了结果。

总的来说, 面板 B 的结果显示, 风格驱动了业绩的很大一部分, 这与 Chan, Chen, 和 Lakonishok (2002) 一致。基金风格驱动着基金业绩的四分之一到二分之一, 这取决于回归模型中的因子数量。正如预期的那样, 风格与因子模型竞争: 当模型中的因子包含了更多的异常业绩时, 如四或五因子模型, 风格解释的业绩部分较小。因此, 在单因子模型中, 风格解释了业绩的最大部分, 因为该模型没有控制定义风格的规模、账面市值和动量特征。然而, 在控制了因子模型中的规模、账面价值和动量之后, 风格对异常业绩剩余部分的解释要比行业少。

在一个没有在表中显示的结果中，五个因子估计的行业选择部分和股票选择部分的 α 之间的横断面相关性是 0.05。由于 α 的估计有一定的误差，真正的相关性可能与 0.05 也有一定的差异。然而，这种相关性表明，在基金经理中，熟练的行业选择往往与熟练的股票选择不相同。事实上，50% 的基金样本的行业选择能力和股票选择能力的估计值符号是相反的。这种小的相关性表明，能力独立的两个不同组成部分推动了总 α 。行业选择和股票选择部分的 α 并不密切相关，也许是因为驱动两者的能力组合有很大的不同。

表 3 的面板 C，报告了单个基金的五因子行业选择能力的估计值与几个基金特征之间的截面相关性，这些特征包括费用率，周转，规模（即基金总资产），主动份额（Cremers & Petajisto, 2009），行业集中度（Kacperczyk, Sialm, & Zheng, 2005）和回报差距（Kacperczyk, Sialm, & Zheng, 2008）。我们对每个季度计算相关性，然后对各季度的相关性进行平均。面板 C 中总体上非常低的相关性提供了初步证据，表明行业选择能力和我们所研究的任何其他基金特征之间几乎不存在关系。特别是，相关性表明，行业选择能力与内在的基金特征（如费用率，周转或规模）之间没有什么关系。因此，对于熟练选择行业的基金来说，没有证据表明存在额外的成本。此外，专注于行业并不会导致投资组合的更大的周转，即行业选择不需要频繁地轮换到新的行业。规模结果表明，行业选择性和基金规模之间没有对应关系，因此在行业选择能力方面不存在规模不经济效应，我们将在后面详细讨论这个问题。相关性也表明，行业选择能力与主动份额，行业集中度或回报差距之间不存在任何关系。与行业集中度的低相关性表明，行业选择能力并不会因为过度投资于某些行业而降级。因此，具有行业选择能力的基金在跨行业分散投资的能力并不比集中于某些行业的能力大。此外，与主动份额和行业集中度的低相关性证明，我们的行业选择能力的估计可以捕捉到与这些特征不同的指标。

3. 实证分析

3.1 持续性

我们接下来研究业绩的持续性，即基金在一段时间内保持其相对业绩的能力。许多论文已经研究了整体能力的持续性，发现了风险调整后的回报的持续性，包括单因子和三因子 α 在一年内的表现（Grinblatt & Titman, 1992；Hendricks, Patel & Zeckhauser, 1993；Brown & Goetzmann, 1995；Malkiel, 1995；Elton, Gruber & Blake, 1996；Carhart, 1997）和较短的季度期限内的四因子 α （Bollen & Busse, 2005）。我们探讨前人的研究结果是否与行业选择能力，股票选择能力或两者都有关系。大多数研究还发现，不管使用什么业绩指标或测量间隔，都有证据表明业绩不佳具有持续性，这通常是由于高费用造成的。由于我们分析的是不计费用的回报，所以我们无法阐明这种形式的业绩不佳的持续性。

尽管以前的研究大多分析一年时期的排序后（post-ranking）期限（Carhart, 1997），但持续性超过动量的证据与较短时期的排序后期限相关（Bollen & Busse, 2005）。其他研究则考察了较长的，为期三年的排序后期限（Gruber, 1996）。我们研究了不同期限，即从一个季度到三年的几个排序后期限的持续性。

每个季度，我们根据过去业绩对总基金当季度业绩进行回归：

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{p,t-l} + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

其中 α_p 来自回归方程 (1)， l 的期限是 1 到 12 个季度。无论排序后的期限如何，我们都使用一个季度的业绩指标作为回归的因变量和自变量。例如，对于我们对三年的持续性的估计，我们将时间 t 的季度 α 回归到时间 $t-12$ 的季度 α 上（而不是使用从时间 $t-11$ 到时间 t 的累积业绩作为自变量）。通过这种方法，我们可以估计对未来业绩的持续程度。在基于累积业绩的方法中，早期的持续性可能会掩盖长期持续性存在的证据。我们将回归作为一个面板来估计，包含时间固定效应，并使用面板校正的标准误差 (Beck & Katz, 1995) 来确定显著性。面板修正的标准误差调整了基金 α 之间的同期相关性和异方差性，以及每个基金 α 内部的自相关性。结论中正系数 b 与可预测是一致的。

我们重复公式 (4) 中的面板回归，只是将基金总业绩 (α_p) 替换成行业选择能力 (α_{pi})

$$\alpha_{pi,t} = \alpha + b \alpha_{pi,t-l} + \varepsilon_{p,t} \quad (5)$$

和股票选择能力 (α_{ps})

$$\alpha_{ps,t} = \alpha + b \alpha_{ps,t-l} + \varepsilon_{p,t} \quad (6)$$

我们使用前文中的基本模型，即基于三组因子（一，四，五）的模型和五因子半季度模型对基金 α 进行重复分析。如前所述，我们的业绩估计基于投资组合持有的总回报。我们的总 α 分析（公式 (4)）仅使用我们的特定样本重复了早期论文的持续性测试。

表 4 显示了持续性的结果。面板 A 报告了基金总 α 的结果，面板 B 和面板 C 报告了总 α 的两个组成部分，行业选择能力（面板 B）和股票选择能力（面板 C）的结果。每个小组都报告了在基本回归模型中使用一个，四个和五个因子的结果，以及在半季度模型中使用五个因子的结果。该表报告了从随后的第一个季度到第十二个季度的持续性结果。并展示回归方程 (4)，(5) 和 (6) 的系数 b 和 t 统计量。

面板 A 的总 α 结果与此文献中其他地方记载的结果一致。对于较短的排序后期限，结果表明业绩持续存在。对于单因子和五因子模型来说，在两个季度的时间段以内，系数 b 在统计学 5% 的置信水平上是显著的，而对于四因子模型来说，在三个季度以内是显著的。这些与 Bollen 和 Busse (2005) 的持续性测试的结果一致，他们也发现在控制了动量之后有短期持续性的证据。

表 4 的面板 B，报告了行业选择能力的持续性结果。面板 B 的结果表明，行业选择能力的持续性与面板 A 的总 α 程度差不多。对于单因子模型来说，系数 b 在一个季度内具有统计学意义，对于四因子和五因子模型来说，系数 b 在两个季度内具有统计学意义。这些结果表明，在一个季度内将其资产分配到较好行业的经理人在接下来的几个月内会继续这样做。

表 4 的面板 C 报告了股票选择能力持续性的结果。与面板 A 和面板 B 的持续性结果相比，该组的结果显示没有证据表明过去的选股能力和未来的选股能力之间存在关系。在任何时间期限的研究中，系数 b 在 5% 的置信水平上都不显著。与面板 B 的行业选择能力的结果结合在一起表明，面板 A 中记录的业绩的持续性证据是由行业选择驱动的。更广泛地说，我们的结果表明，多年来文献中反复

记载的业绩持续的证据来自于行业选择能力，而不是股票选择能力。因此，将资产巧妙地分配到随后表现出色的行业的能力，似乎比挑选在同一行业中表现出色的股票的能力更持续。

如前所述，行业选择可以被解释为一种时机选择，其重点是在股票领域的不同部分之间移动，而不是在股票和现金之间转换。表 4 中的持续性结果提供了进一步的证据来支持这种解释。特别低，如果行业选择能力随着时间的推移而持续存在，这表明具有行业选择能力的基金随着市场条件的变化而转入表现更好的行业（即为市场择时）。

请注意，在方程（4），（5）和（6）这样的回归的持续性估计中可以发现 α 值的偏差（Christopherson, Ferson, & Glassman, 1998）。目前还不清楚这些偏差在行业层面是更强还是更弱。虽然这个问题没有完美的解决方案，但我们可以通过将不同因子模型得出的 α 混合在式子（4），（5），和（6）左右两边来部分地解决这个问题，类似于 Elton, Gruber 和 Blake（2012）。具体来说，我们将在公式右侧使用基于五因子模型结合左侧使用基于单，四或者半季度五因子模型。在未列出的结果中，我们发现基于这种替代方法的结果与表 5 中报告的使用原始方法的结果之间没有实质性差异。

因为我们从个人持有的股票中构建基金行业的回报，所以我们的业绩估计是基于共同基金的总回报。这种方法本身就存在一种可能性，即在我们的分析中，费用，交易成本或其他拖累业绩的因素不成比例地影响了表现优秀的基金，从而使基金的净相对业绩无法持续。然而，在表 3 的面板 B 中，行业选择能力与几个指标没有关联，而这些指标共同构成了基金总回报和股东净回报之间的大部分差异。回报差距（Kacperczyk, Sialm, & Zheng, 2008）本身就反映了投资组合总回报（扣除费用）和股东净回报之间的差异。因此，回报差距说明了在投资组合持有期间发生的交易成本和交易活动（例如，往返交易）。费用率直接影响到总回报和净回报之间的差异，而营业额和规模则通过与基金交易相关的佣金和价格压力影响交易成本。由于表 3 的面板 B 显示行业选择能力与这些成本相关的任何特征之间没有相关性，基于股东净收益的持续性结果可能与表 4 中报告的投资组合总收益的持久性结果相似。

尽管如此，为了进一步探讨使用基金总回报而非净回报对我们的推论产生重大影响的可能性，我们使用估计的基金净回报重复我们的持续性分析。对于每只基金，我们计算每月基金总回报和净回报之间的差异（类似于回报差距，但没有从总回报中扣除费用率），其中我们从 CRSP 美国无生存偏差共同基金数据库（Survivor-Bias-Free US Mutual Fund Database）中获取基金净回报。我们使用 WRDS 数据库中的 MFLINKS 表将数据与汤姆森金融公司获取的投资组合持有量以及基金总回报联系起来。毛净差异代表了费用率，交易成本，现金和其他非国内股票持有的回报效应以及与期中交易相关的表现。为了研究基金净值表现的持续性，我们每月取每只基金的毛净差值估计值，除以该月的每日回报数，得出每日毛净差值估计值，然后从每只基金的总回报和行业每日回报序列中减去每日毛净差值估计值。然后，我们用基于净回报时间序列的业绩估计值重新运行回归方程（4），（5）和（6）。

在并没有展示在列表的结果中，我们发现，基于基金净收益的持续性结果与表 4 中显示的基金总收益的持续性结果非常相似。因此，行业选择能力（以及总 α ）在扣除费用，交易成本等的估计后，在长达三个季度的时间内持续存在，具体取决于模型。然而，股票选择能力，再次没有持续存在。

在这里和随后的分析中，我们探讨了结果是否对与基金内在特征有关的控制变量敏感，包括费用率, 周转, \ln （规模）和年龄。包括这些控制并不影响我们的推论。由于我们没有强烈的理由相信这些变量与行业选择能力有关，我们选择报告不包括这些控制的精简回归结果。

鉴于投资者的主要优先事项是最大化总业绩，而不是 α 的两个组成部分中的任何一个，我们接下来研究行业选择能力和股票选择能力对未来 α 的预测程度。我们的做法与之前的分析类似。每个季度，我们将未来的业绩与过去的行业选择能力，

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{pi,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (7)$$

过去的股票选择能力，

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{ps,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (8)$$

以及同时包含行业选择能力和股票选择能力进行回归，

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{pi,t-1} + c \alpha_{ps,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (9)$$

其中 α_p 和 α_{pi} 分别来自方程 (1) 和 (2)， α_{ps} 是 α_p 和 α_{pi} 之间的差值。和以前一样，我们把回归作为一个面板来估计，包含时间固定效应，并使用面板校正的标准误差来确定显著性。显著正的系数 b 和系数 c 与可预测性一致。在这些回归中，总的 α 估计值滞后于行业和选股能力估计值一个季度。我们重复分析基于基础模型中的所有三组因子和基于五个因子的半季度模型的 α 值。

表 5 报告了小组回归的结果。该表报告了系数 b 和系数 c , t 统计量和调整后的 R -square。表中的前三组列分别报告了与单因子, 四因子和五因子基础模型相关的结果，最后一组列报告了五因子半季度模型的结果。

对于所有的模型，过去的行业选择能力和未来的总 α 之间存在着统计上的显著关系（回归方程 (7)）。相比之下，在任何因子模型中，过去的股票选择能力和未来的总 α 之间不存在显著的关系（回归方程 (8)）。这一结果与表 4 中股票选择能力缺乏持续性的证据是一致的。也就是说，如果过去的选股能力不能预测未来的选股能力，那么我们就不会期望它与未来的总 α 有很大关系。

表 5 中每个模型标题下的第三列结果共同考察了未来总 α 与过去行业和股票选择能力之间的关系，如回归方程 (9)。结果证实，总 α 的持续性是由 α 的行业选择部分，而不是股票选择部分所驱动。在所有的模型中，未来的总 α 与过去的行业选择能力有显著的正相关，但与过去的股票选择能力没有显著关系

在确定了过去的行业选择能力和未来的总 α 之间的重要关系后，我们接下来研究了这种关系在将以前被证明与未来基金业绩的横截面有关的其他特征纳入回归中是否稳健。我们关注主动份额（Cremers & Petajisto, 2009），行业集中度（Kacperczyk, Sialm & Zheng, 2005），以及归因于基金风格的业绩（Chan, Chen & Lakonishok, 2002），其中我们使用第二节风格估计的数据。

我们将未来的基金业绩用过去的行业选择能力, 股票选择能力, 主动份额, 行业

集中度和风格 alpha 的估计值回归，形成一个面板，

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{pi,t-1} + c \alpha_{ps,t-1} + d AS_{t-1} + e IC_{t-1} + f \alpha_{p,style,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (10)$$

我们将时间固定效应包括在回归方程（10）中，并再次使用面板校正标准误差来确定显著性。

表 5 中每个回归模型标题下的最后一列显示了结果。结果证实在我们的样本中，过去的活跃份额和行业集中度与未来的基金业绩有统计上的显著关系。尽管与未来业绩正相关，但在控制了所有其他特征后，风格 alpha 与未来业绩没有统计上的显著关系。相比之下，在控制了所有其他变量之后，行业选择能力保持了其统计意义。鉴于表 3 中记录的行业选择能力与其他衡量标准之间的相关性几乎为零，这个结果并不令人惊讶。

为了确定与行业选择能力相关的优势在经济上是否重要，我们重复了与表 5 类似的分析，但我们根据行业选择能力或股票选择能力分成十类，然后考察每个分层平均排序后的总 alpha。表 6 的面板 A，显示了五因子的结果。该表显示，在排序后的所有季度中，拥有排序最高的行业选择能力的一组的总 alpha 值大于排序最高的股票选择能力的一组的总 alpha。同样地，行业选择能力分类的排序后总 alpha 值差异总是大于股票选择能力分类的排序后总 alpha 值差异，而且大约是两倍。例如，在排序后的第四个季度，处于行业选择能力分类最高和最低的基金之间的总 alpha 差异（每年 3.38%）几乎是处于股票选择能力分类的最高和最低的基金之间的总 alpha 差异（每年 1.71%）的两倍。虽然行业选择能力排序的最高组总 alpha 值与股票选择能力排序的最高组总 alpha 值没有显著差异，但在 1-3 季度中，行业选择能力排序 10-1 的 alpha 差值在 10% 的置信水平上比股票选择能力排序 10-1 的 alpha 差值大。这一结果进一步证明了行业配置在相对业绩的持续中起着重要作用。

为了确定行业选择能力是否提供了超越总 alpha 的有利于投资者的投资决策的增量信息，我们研究了双重分类基金的总 alpha，首先基于总 alpha 分类，然后基于行业选择能力分类。也就是说，在给定的过去总 alpha 水平的条件下，我们研究未来的基金业绩是否随过去的行业选择能力而变化。如果高行业选择能力的基金表现优于低行业选择能力的基金（控制总 alpha），那么投资者可以从行业选择能力的伴随的信息中获益。

表 6 的面板 B，报告了在最初根据总 alpha 排序后，高行业选择能力的基金和低行业选择能力的基金之间的总 alpha 差异。该平板报告了与最初的总 alpha 排序第 10, 5 和 1 组相关的结果。结果清楚地表明，行业选择能力排序提供了与未来基金业绩相关的额外信息。在同一总 alpha 等级的一组基金中，具有高行业选择能力的基金的总 alpha 在统计上明显大于具有低行业选择能力的基金的总 alpha，直至三个季度。例如，在 alpha 总值最高的一组基金中，对这组基金进一步分类。其中行业选择能力最高的一组基金，在第一个季度，比行业选择能力最低的一组的基金总 alpha 多出 1.76%。无论总 alpha 水平如何，行业选择能力所提供的增量信息是显而易见的，因为该表显示总 alpha 排序后第 5 和 1 组的业绩差异相似。

总的来说，表 4, 表 5 和表 6 的结果表明，原始基金经理选择能力的持续部分更多在于他们对行业的选择，而不是他们对个别股票的选择。

3.2 股票和行业选择能力与基金规模

Ippolito (1992), Gruber (1996), Sirri, Tufano (1998) 表明投资者会追逐赢家, 因为现金流与过去的业绩呈正相关。随着资产基础的扩大, 表现优异的基金发现越来越难以保持出色的业绩。正如 Berk, Green (2004), Chen, Hong, Huang, Kubik (2004), Edelen, Evans, Kadlec (2007) 所指出的, 受欢迎的基金会遇到规模不经济效应。Berk 和 Green (2004) 的理论模型的一个关键含义是, 顶级业绩不应该无限期地持续下去, 因为与大型交易相关的交易成本的增加(如价格压力), 一个人的首选股票清单的耗尽, 或经理人收取的更多费用, 都会消除超额业绩。同样地, 糟糕的业绩也可能逆转。例如, 如果他们的资产基础缩减, 落后的基金可能会发现更容易管理他们的剩余资产, 也许是因为他们可以专注于他们的好主意。

在本节中, 我们将研究基金规模对共同基金业绩的行业选择和股票选择部分的影响。事先, 我们有理由相信, 基金资产规模会对业绩的两个组成部分产生不同的影响。如上所述, 造成规模不经济的主要原因之一是与大额股票交易有关的交易成本增加。也就是说, 如果一个 100 只股票的基金的资产基础增长了 10 倍, 但继续持有同样的 100 只股票, 那么该基金需要交易的股票数量将是每只股票的 10 倍。以前可以通过 1,000 股的交易完成的事情, 现在需要进行 10,000 股的交易。除了流动性强的股票, 交易数量越是大幅增加, 交易难度也会更加困难, 因为市场影响往往会使价格向错误的方向发展。为了避免更大的每股交易成本, 基金可以从中剔除缺乏足够流动性的股票。或者, 基金可以选择增加投资组合中持有的股票数量, 这种效果与表 1 中的投资组合数据一致。然而, 由于他们最喜欢的股票通常已经在其投资组合中, 新增加的股票可能会损害基金的业绩。也就是说, 他们几乎肯定对新加入的股票不太乐观, 否则他们的投资组合中早就会有这些股票。例如, Alexander, Cici, 和 Gibson (2007) 发现, 基金为了吸收多余的现金而购买的股票表现不如他们出于估值动机的购买。因此, 除非一个基金能够继续产生额外的股票选择, 同时他们也像自己的核心持股一样喜欢这些股票, 否则规模变大将会损害他们的股票选择能力。

然而, 考虑到一个专注于保持特定行业配置的基金。一个特定的行业由许多单独发行股票, 通常由各种各样的市值, 股价和交易量组成。如果基金经理发现在一只股票的交易成本太高, 可以在同一行业中增加另一只股票。因此, 基金经理将有许多机会保持对特定行业的接触, 而不必对任何一只特定的股票施加不当的压力。或者, 基金经理可以开始投资于另一个密切相关的行业。因此, 我们可以预计, 与股票选择能力相比, 行业选择能力受资产规模过大影响较小。

为了研究基金规模与业绩之间的关系, 我们根据基金在季度初的股票投资组合的规模将其分为十等分, 然后研究投资组合在季度内的表现。按照 Elton, Gruber 和 Blake (即将出版) 的做法, 我们首先按投资目标的特性(进取型增长, 增长和增长与收入)将基金分为十等分, 然后按照各类投资目标的规模进行十等分再汇总。与 Chen, Hong, Huang, 和 Kubik (2004) 相似, 我们考察了总 alpha, 但我们也考察了总 alpha 的两个不同组成部分, 行业选择能力和股票选择能力。我们用斯皮尔曼等级相关系数(Spearman rank correlation coefficient)来评估基金规模和业绩之间的关系, 该系数在季度初的规模划分和随后的业绩划分之间衡量, 并且用最大和最小的规模两组基金的平均业绩差异来评估。

表 7 显示了这些结果。面板 A 报告了总 alpha 的结果, 面板 B 报告了行业选择能力的结果, 面板 C 报告了股票选择能力的结果。面板 A 的总 alpha 结果显示,

基金规模和未来的总 alpha 之间有弱的负向对应关系，关系的强度取决于因子模型。四因子的结果提供了负面关系的最大证据，其中规模大小和随后的四因子总 alpha 之间的斯皮尔曼等级相关性在 5% 的置信水平上有统计学意义，而规模最大和最小的总 alpha 之间的差异在 10% 的置信水平上有意义。与单因子、五因子和半季度五因子模型相关的结果表明，基金规模与未来业绩之间的关系是不明显的负面。总的来说，这些结果表明，与 Chen, Hong, Huang 和 Kubik (2004) 相比，基金规模与未来业绩之间的关系较弱，也许与 Elton, Gruber 和 Blake (即将出版) 更一致，他们没有发现负面关系的证据。然而，有一点需要注意的是，我们在分析中使用的基金总回报并没有考虑到基金在交易时产生的大部分交易成本，而交易价格应该不成比例地影响规模较大的基金。

面板 B 的结果没有提供共同基金行业选择能力有规模不经济效应的证据。并且结果表明情况恰恰相反，在四、五和半季度五因子模型中，规模和未来行业选择能力之间存在统计学上显著的正相关关系。在所有四个模型中，最大的和最小规模之间的行业选择能力的差异是正的，但在统计上与零没有明显的差异。对这些结果的保守解释是，没有证据表明行业选择能力存在规模不经济，因为资产基础的增加并不与行业选择能力的恶化相吻合。这显示了基金经理在他们目前的行业或可能在其他行业找到了充分的投资机会，即使他们的资产规模增加，也能保持他们的行业表现。规模和行业选择能力之间缺乏关系，这有助于解释为什么 alpha 的行业成分持续存在，如表 4 的面板 B 所示。

面板 C 的选股能力的结果提供了规模不经济的有力证据。单因子、五因子和半季度五因子模型的斯皮尔曼等级相关系数在 1% 的置信水平上有统计意义，四因子模型在 10% 的置信水平上有统计意义。单因子和五因子模型中最大和最小规模的股票选择能力的差异在 5% 的置信水平上是显著的，对于四因子模型则是在 10% 的置信水平上是显著的。因此，总 alpha 中规模不经济的微弱证据似乎完全由 alpha 的选股部分所驱动，而行业选择能力的规模经济则部分抵消了这一点。尽管随着基金规模的扩大，它们似乎保持了同样有吸引力的行业配置，但它们显然很难增加与它们原来选择的股票一样好的股票。

4. 总结

一些基金擅长挑选个股；另一些则因其行业配置而脱颖而出。我们发现，这两类能力在最终决定基金同期风险调整后的业绩方面发挥着重要作用，从而揭示了共同基金提供 alpha 的机制。

我们还发现，总 alpha 的行业选择部分持续存在，而股票选择部分则不能持续存在。这些结果表明，行业选择能力推动了文献中经常记载的业绩持续性证据。我们的分析表明，随着市场条件的变化，具有行业选择能力的基金成功地轮流进入不同的行业，这也提供了一种推断择时能力的新方法。我们的结果进一步表明，投资者可以通过关注行业选择能力而不是股票选择能力来获得更大的未来业绩，而且行业选择能力提供了超越总 alpha 的增量信息，这对投资者有利。投资者追逐业绩，导致绩优基金的资金流入。我们发现，较大的基金规模并没有削弱业绩中的行业选择成分，这可能是由于基金经理有足够的投资空间来进一步增加他们当前的行业，或者因为他们能够找到其他同样有吸引力的行业。相反，我们发现，随着基金规模的增加，股票的选择能力受到影响，这与 Chen, Hong, Huang 和 Kubik (2004) 得出的结果一致。这一结果表明，共同基金的规模不经济是专门归因于业绩中的选股部分。

表 1： 样本统计摘要

该表显示了 1980-2009 年样本期内特定年份的基金投资组合的统计数据。我们使用两位 SIC 代码行业定义。

年	基金数量	资产中位数 (\$百万)	股票中位数	行业中位数
1980	382	38	33	17
1985	464	84	39	18
1990	590	87	41	21
1995	1,981	98	49	22
2000	2,054	245	58	21
2005	1,541	361	69	27
2009	1,450	301	68	25
1980 - 2009	3,678	159	54	23

表 2： 使用每日数据的因子模型估计

下表报告了单因子和多因子模型回归的统计数据，这些数据是在季度范围内估计的：

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_{j=1} (\beta_{pj}r_{j,t} + \beta_{lpj}r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

$$r_{pi,t} = \alpha_{pi} + \sum_{i=1}^k (\beta_{pij}r_{j,t} + \beta_{lpij}r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

并且 $\alpha_{ps} = \alpha_p - \alpha_{pi}$ 。 r_p 代表基金总超额收益， r_{pi} 代表基金相对应行业的超额收益， r_j 表示市场、规模、价值、股票动量或行业动量因子。我们依照 Newey-West 校正标准误差为所有能力预测计算 t 统计量（括号内）。Alpha 按年计算。样本包括 1980-2009 年样本期的 3678 只基金。

能力种类	α	β_m	β_{smb}	β_{hml}	β_{umd}	β_{indumd}	R^2
面板 A. 单因子							
α_p	0.0105 (2.37)	1.002					0.729
α_{pi}	0.0035 (1.5)	1.007					0.839
α_{ps}	0.0071 (1.74)						
面板 B. 四因子							
α_p	0.0121 (2.32)	1.003	0.230	-0.009			0.805
α_{pi}	0.0038 (1.5)	1.011	0.109	-0.003			0.870
α_{ps}	0.0086 (1.71)						
面板 C. 五因子							
α_p	0.0116 (2.21)	1.005	0.211	-0.011	0.021	0.002	0.816
α_{pi}	0.0038 (1.54)	1.013	0.100	-0.008	0.009	0.003	0.882
α_{ps}	0.0078 (1.75)						
面板 D. 半季度五因子							
α_p	0.0111 (2.06)	1.004	0.205	-0.010	0.020	0.003	0.804
α_{pi}	0.0038 (1.5)	1.015	0.099	-0.008	0.008	0.003	0.871
α_{ps}	0.0073 (1.72)						

表 3： 行业选择能力统计数据

面板 A 和 B 报告了平均行业选择能力， α_{pi} （面板 A）：

$$r_{pi,t} = \alpha_{pi} + \sum_{i=1} (\beta_{pij}r_{j,t} + \beta_{lpij}r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

或者平均风格选择的 alpha，（面板 B）：

$$r_{p,style,t} = \alpha_{p,style} + \sum_{i=1} (\beta_{p,style,j}r_{j,t} + \beta_{lp,style,j}r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (3)$$

对于平均总 alpha， α_p 的比率：

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_{i=1} (\beta_{pj}r_{j,t} + \beta_{lpj}r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

在季度范围内估计， r_p 代表基金总超额收益， r_{pi} 代表基金相对应行业的超额收益， r_j 表示市场、规模、价值、股票动量或行业动量因子。面板 C 报告了五因子行业选择能力的估计与若干基金特征之间的平均横截面相关性。样本包括 1980-2009 年样本期的 3678 只基金。

时间区间	单因子	四因子	五因子	半季度五因子
面板 A. 归因于行业选择的 alpha 比例				
1980 - 1985	0.320	0.313	0.321	0.326
1986 - 1990	0.329	0.322	0.306	0.304
1991 - 1995	0.304	0.301	0.320	0.319
1996 - 2000	0.319	0.307	0.332	0.335
2001 - 2005	0.312	0.305	0.318	0.315
2006 - 2009	0.332	0.309	0.309	0.311
1980 - 2009	0.320	0.312	0.317	0.318
面板 B. 归因于风格选择的 alpha 比例				
1980 - 1985	0.424	0.253	0.245	0.248
1986 - 1990	0.570	0.305	0.300	0.310
1991 - 1995	0.550	0.298	0.281	0.292
1996 - 2000	0.429	0.238	0.224	0.220
2001 - 2005	0.522	0.310	0.308	0.302
2006 - 2009	0.453	0.220	0.214	0.224
1980 - 2009	0.490	0.272	0.263	0.267
面板 C. 与五因子行业选择能力估计的相关性				
	行业选择能力			
费用比率	- 0.04			
周转	- 0.03			
ln（规模）	- 0.02			
活跃份额	0.03			
行业集中度	0.03			
回报差距	0.02			

表 4： 绩效持续性

下表显示了绩效对历史绩效的面板回归结果：

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{p,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (4)$$

$$\alpha_{pi,t} = \alpha + b \alpha_{pi,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (5)$$

$$\alpha_{ps,t} = \alpha + b \alpha_{ps,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (6)$$

α_p ， α_{pi} ，和 α_{ps} 代表总 alpha（面板 A），产业选择能力（面板 B），和股票选择能力（面板 C），分别按季度估计：

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_{j=1} (\beta_{pj} r_{j,t} + \beta_{lpj} r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

$$r_{pi,t} = \alpha_{pi} + \sum_{i=1}^k (\beta_{pij} r_{j,t} + \beta_{lpij} r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

并且 $\alpha_{ps} = \alpha_p - \alpha_{pi}$ 。 r_p 代表基金总超额收益， r_{pi} 代表基金相对应行业的超额收益， r_j 表示市场、规模、价值、股票动量或行业动量因子。我们依照 Newey-West 校正标准误差为所有能力预测计算 t 统计量（括号内）。Alpha 按年计算。样本包括 1980-2009 年样本期的 3678 只基金。

模型	排序后季度					
	1	2	3	4	8	12
面板 A. 总 alpha						
单因子	0.052 (2.36)	0.042 (2.13)	0.020 (1.82)	0.015 (1.4)	0.011 (1.14)	0.006 (0.87)
四因子	0.046 (2.24)	0.039 (3.01)	0.035 (2.42)	0.024 (1.94)	0.014 (1.2)	0.007 (0.94)
五因子	0.040 (2.32)	0.033 (2.1)	0.025 (1.78)	0.020 (1.53)	0.012 (0.85)	0.005 (0.34)
半季度五因子	0.045 (2.2)	0.043 (2.03)	0.031 (1.65)	0.022 (1.5)	0.018 (0.99)	0.004 (0.09)
面板 B. 产业选择能力						
单因子	0.036 (2.19)	0.032 (1.91)	0.028 (1.83)	0.017 (1.4)	0.015 (1.24)	0.003 (0.34)
四因子	0.042 (2.42)	0.036 (2.2)	0.025 (1.91)	0.015 (1.54)	0.008 (1.06)	0.006 (0.53)
五因子	0.040 (2.22)	0.035 (2.18)	0.030 (1.79)	0.027 (1.53)	0.009 (0.77)	0.004 (0.35)
半季度五因子	0.039 (2.15)	0.036 (2.01)	0.027 (1.53)	0.017 (1.31)	0.011 (0.55)	0.002 (0.22)
面板 B. 股票选择能力						
单因子	0.015 (1.02)	0.018 (1.24)	0.013 (0.79)	0.010 (0.35)	0.008 (0.78)	0.002 (0.01)

四因子	0.013 (1.32)	0.012 (0.78)	0.014 (1.21)	0.009 (0.98)	0.007 (0.65)	0.003 (0.15)
五因子	0.010 (1.12)	0.011 (0.43)	0.007 (0.36)	0.003 (0.22)	0.006 (0.6)	0.004 (0.29)
半季度五因子	0.011 (1.06)	0.012 (1.08)	0.005 (0.67)	0.004 (0.54)	0.004 (0.24)	0.005 (0.1)

表 5：使用过去的总 alpha、行业选择能力或股票选择能力预测总 alpha

下表显示了总 alpha 与过去绩效的面板回归结果：

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{pi,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (7)$$

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{ps,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (8)$$

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{pi,t-1} + c \alpha_{ps,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (9)$$

$$\alpha_{p,t} = \alpha + b \alpha_{pi,t-1} + c \alpha_{ps,t-1} + dAS_{t-1} + eIC_{t-1} + f \alpha_{p,style,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (10)$$

α_p , α_{pi} , 和 α_{ps} 代表总 alpha, 产业选择能力, 和股票选择能力, 分别按季度估计：

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_{j=1} (\beta_{pj} r_{j,t} + \beta_{lpij} r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

$$r_{pi,t} = \alpha_{pi} + \sum_{i=1}^k (\beta_{pij} r_{j,t} + \beta_{lpij} r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

并且 $\alpha_{ps} = \alpha_p - \alpha_{pi}$ 。 r_p 代表基金总超额收益, r_{pi} 代表基金相对应行业的超额收益, r_j 表示市场、规模、价值、股票动量或行业动量因子。我们依照 Newey-West 校正标准误差为所有能力预测计算 t 统计量（括号内）。Alpha 按年计算。样本包括 1980-2009 年样本期的 3678 只基金。

	单因子				四因子			
截距	0.004	0.005	0.006	0.003	0.004	0.004	0.005	0.004
	(1.76)	(1.94)	(1.89)	(1.32)	(3.21)	(3.24)	(4.25)	(2.6)
	0.096	0.089	0.075	0.07	0.064	0.058	0.065	0.058
	(2.63)	(2.49)	(2.1)	(2.12)	(2.2)	(2.2)	(2.65)	(2.32)
	0.038	0.031	0.022	0.023	0.021	0.018	0.019	0.015
	(1.29)	(1.3)	(1.06)	(1.19)	(1.23)	(1.03)	(1.28)	(1)
ICI	0.025	0.03	0.036	0.047				
	(2.15)	(2.06)	(2.21)	(2.45)				
AS	0.035	0.042	0.036	0.043				
	(2.07)	(2.2)	(2.11)	(2.27)				
Style	0.037	0.027	0.026	0.024				
	(1.88)	(1.5)	(1.43)	(1.32)				
Adj. R^2	0.051	0.035	0.056	0.064	0.033	0.025	0.036	0.045
	五因子				半季度五因子			
截距	0.005	0.005	0.005	0.004	0.006	0.006	0.005	0.004
	(2.34)	(2.64)	(2.19)	(2.2)	(2.43)	(2.95)	(2.54)	(2.42)
	0.052	0.068	0.059	0.05				
	(2.18)	(2.89)	(2.32)	(2.3)				
	0.013	0.019	0.016	0.015				
	(1.2)	(1.2)	(1.04)	(1.02)				
Adj. R^2	0.039	0.028	0.042	0.043	0.039	0.031	0.042	0.045

表 6： 根据过去的性能排序的未来十等分总 alpha

该表显示了在三年排序后的各个季度里，根据行业选择能力（面板 A）或股票选择能力（面板 B）的单变量排序，或首先根据总 alpha，然后根据行业选择能力（面板 C）的双重排序基金的十等分基金，求出的平均年化总 alpha 百分比估计值。总 alpha 是标准回归模型中的截距， α_p ：

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_{i=1} (\beta_{pij} r_{j,t} + \beta_{lpij} r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

r_p 代表基金总超额收益， r_{pi} 代表基金相对应行业的超额收益， r_j 表示市场、规模、价值、股票动量或行业动量因子。行业选择能力是截距， α_{pi} ，在回归模型中：

$$r_{pi,t} = \alpha_{pi} + \sum_{i=1} (\beta_{pij} r_{j,t} + \beta_{lpij} r_{j,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

其中，我们使用基金对应特定行业的超额收益， $r_{pi,t}$ ，作为因变量。选股能力 α_{ps} 是 α_p 和 α_{pi} 之间的差。该表报告了与每个排序后季度相关的平均年化回报百分比，而不是每个季度的累积回报。所有结果均基于五因素模型。“10”代表了在过去表现最好的十分之一，“1”代表了在过去表现最差的十分之一。*，**，***分别表示了自信水平 10%，5%，1%上显著。样本包括 1980-2009 年样本期的 3678 只基金。

排序	排序后季度					
十分位	1	2	3	4	8	12
面板 A. 基于行业选择能力排序的总 alpha						
10	0.0383	0.0353	0.0348	0.0323	0.0242	0.0227
9	0.033	0.0318	0.0227	0.0229	0.0234	0.0181
2	-0.0005	0.0008	0.001	0.0081	0.0076	0.0106
1	-0.0040	-0.0005	0.001	0.003	0.006	0.0123
10 - 1	0.0423***	0.0358***	0.0338***	0.0292***	0.0181**	0.0103
面板 B. 基于股票选择能力排序的总 alpha						
10	0.0267	0.0262	0.026	0.0232	0.0204	0.0181
9	0.0202	0.0159	0.0176	0.0174	0.0136	0.0197
2	0.0013	0.0043	0.0028	0.0063	0.0118	0.0103
1	0.0025	0.0045	0.0088	0.0091	0.0116	0.0118
10 - 1	0.0242***	0.0217***	0.0171**	0.0141*	0.0088	0.0063

面板 C. 行业选择能力十等分 10 和行业选择能力十等分 1 中的总 alpha 之间的差异，
基于先总 alpha，然后行业选择能力的双重排序

Alpha		排序后季度					
总	行业	1	2	3	4	8	12
10	10 - 1	0.0176**	0.0164**	0.0151*	0.0113	0.0071	0.0063
5	10 - 1	0.0199**	0.0156**	0.0139*	0.0121	0.0055	0.0038
1	10 - 1	0.0189**	0.0166**	0.0159**	0.0126	0.006	0.0053

表 7： 业绩和基金投资组合规模

该表显示了根据前一季度末基金投资组合规模排序的十等分基金在季度范围内的平均年化业绩百分比估计。总 alpha（面板 A）是截距，在一个标准的回归模型中：

$$r_{p,t} = \alpha_p + \sum_{i=1}^n (\beta_{pi} r_{i,t} + \beta_{lpi} r_{i,t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (1)$$

r_p 代表基金总超额收益， r_{pi} 代表基金相对应行业的超额收益， r_i 表示市场、规模、价值、股票动量或行业动量因子。行业选择能力（面板 B）是截距， α_{pi} ，在回归模型中：

$$r_{pi,t} = \alpha_{pi} + \sum_{i=1}^n (\beta_{pij} r_{j,t} + \beta_{lpij} r_{j,t-1}) + \varepsilon_{pi,t} \quad (2)$$

其中，我们使用基金对应特定行业的超额收益， $r_{pi,t}$ ，作为因变量。选股能力 α_{ps} （面板 C）是 α_p 和 α_{pi} 之间的差。“10”代表了规模最大的十分之一，“1”代表了规模最小的十分之一。*，**，***分别表示了自信水平 10%，5%，1% 上显著。样本包括 1980-2009 年样本期的 3678 只基金。

规模十等分	单因子	四因子	五因子	半季度五因子
面板 A. 总 alpha				
10	0.0038	0.0076	0.0091	0.0086
9	0.0068	0.0134	0.0081	0.0123
2	0.0159	0.0121	0.0101	0.0091
1	0.0126	0.0171	0.0161	0.0136
10 - 1	- 0.0088	- 0.0096*	- 0.0071	- 0.0050
Spearman	- 0.588*	- 0.750**	- 0.407	- 0.321
面板 B. 行业选择能力				
10	0.0015	0.0033	0.005	0.004
9	0.004	0.0025	0.0045	0.0025
2	0.0035	0.0015	0.0015	0.0043
1	0.001	0.0013	0.0018	0.0023
10 - 1	0.0005	0.002	0.0033	0.0018
Spearman	0.219	0.857***	0.848***	0.750**
面板 C. 股票选择能力				
10	0	0.0015	-0.0015	0.0025
9	0.005	0.005	0.0058	0.0055
2	0.0113	0.0091	0.0103	0.0108
1	0.0149	0.0116	0.0108	0.0121
10 - 1	- 0.0149**	- 0.0101*	- 0.0123**	- 0.0096
Spearman	- 0.855***	- 0.608*	- 0.827***	- 0.888***