

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA
DO RIO DE JANEIRO



Departamento de Economia

Monografia de Final de Curso

**Fundos De Investimento Brasileiros: Maior Risco Usado Para
Mascarar Habilidade?**

Aluno: Tiago Tavares Flório

Nº Matrícula: 0911333

Orientador: Carlos Viana de Carvalho

Julho de 2013



Departamento de Economia

Monografia de Final de Curso

**Fundos De Investimento Brasileiros: Maior Risco Usado Para
Mascarar Habilidade?**

Aluno: Tiago Tavares Flório

Nº Matrícula: 0911333

Orientador: Carlos Viana de Carvalho

Julho de 2013

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradecimentos

Primeiramente, gostaria de agradecer ao meu orientador, Carlos Viana, que escutou pacientemente muitas idéias difusas até me ajudar a focar no tema que veio a se tornar essa monografia. Além do foco, sua ajuda foi indispensável ao longo do último ano para que este trabalho tenha ganhado forma e conclusão. Agradeço também aos professores Rogério Werneck e Gustavo Gonzaga, que sempre estiveram disponíveis para conversar sobre diversos aspectos da vida acadêmica.

Agradeço também aos meus amigos. Tanto aos amigos economistas que vivenciaram comigo os altos e baixos desses anos de faculdade que culminam neste trabalho quanto aos amigos não economistas que, apesar do déficit na formação, sempre deram apoio e propiciaram momentos de alegria que tornaram minha trajetória até aqui muito mais divertida. Também não posso deixar de agradecer à minha namorada, Alice, cuja paciência e atenção foram constantemente necessários para a conclusão desse trabalho. Ainda que seus interesses sejam muito mais metafísicos, ela se dispôs a descer ao mundo real para entender o tema desta monografia.

Por fim, agradeço principalmente à minha família. A importância dos meus pais, Luiz e Paula, em cada conquista é impossível de mensurar com justiça, pois se confunde com cada aspecto da minha vida. Embora não faça juz à dedicação que sempre tiveram comigo, uma ilustração do empenho que tiveram na minha criação é o fato dos dois, arquitetos, tenham se aventurado a ler um trabalho que incluía menção a “erros robustos à heterocedasticidade”.

Sumário

1- Introdução	6
2- Revisão de Literatura	8
3- Análise Empírica	11
1) Base de Dados	11
2) Regressão com dados em painel	13
3) Regressão cross-section com médias históricas	22
4) Investidores dão mais atenção ao retorno do que retorno ajustado? Evidência empírica	30
4-Modelo Teórico	34
5- Conclusão	38
6- Referências Bibliográficas	40

Lista de Tabelas e Gráficos

Tabela 3.2.1 – Sharpe positivo: Regressão de Painei com Efeitos Fixos	14
Tabela 3.2.2 – Sharpe positivo: Efeitos Fixos com erros padrões robustos à heterocedasticidade.....	15
Tabela 3.2.3 – Sharpe positivo: Efeitos Fixos com erros padrões robustos à heterocedasticidade sem outliers	16
Tabela 3.2.4 – Sharpe negativo: Regressão de Painei com Efeitos Fixos	17
Tabela 3.2.5 – Sharpe negativo: Efeitos Fixos com erros padrões robustos à heterocedasticidade	18
Tabela 3.2.6 – Sharpe negativo: Efeitos Fixos com erros padrões robustos à heterocedasticidade sem outliers	19
Tabela 3.3.1 – Sharpe médio positivo: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	23
Tabela 3.3.2 – Sharpe médio positivo: MQO sem outliers	24
Tabela 3.3.3 – Sharpe médio positivo: MQO com variáveis ordenadas	25
Gráfico 3.3.1 – Sharpe médio positivo: Nuvem de observações com previsor linear.....	26
Tabela 3.3.4 – Sharpe médio negativo: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	27
Tabela 3.3.5 – Sharpe médio negativo: MQO com variáveis ordenadas	27
Gráfico 3.3.2 – Sharpe médio negativo: Nuvem de observações com previsor linear....	28
Tabela 3.4.1 – Fluxos regredido em Sharpe ou Retorno	31
Tabela 3.4.2. – Fluxos regredido em Sharpe e Retorno (Médias Móveis).....	32

1 - Introdução

O patrimônio sob a gestão de fundos de investimentos no Brasil vem crescendo rapidamente nos últimos anos. Segundo a ANBIMA, o patrimônio líquido total da indústria passou de 297 bilhões de reais em dezembro de 2000 para 2.22 trilhões de reais em outubro de 2012, um aumento real superior a 290%. Nesse contexto, entender melhor a dinâmica de incentivos que afetam o risco e a rentabilidade desse setor é de extrema relevância tanto do ponto de vista da literatura econômica quanto do ponto de vista das implicações práticas para a alocação de recursos brasileiros.

Tendo em vista esse panorama, este trabalho investigará como as estratégias de investimento desses fundos são afetadas pela dinâmica entre o investidor que deseja a maior rentabilidade possível dado certo nível de risco e o gestor do fundo, que é normalmente remunerado via taxas de administração e desempenho. De fato, o foco deste trabalho será testar empiricamente se os gestores menos habilidosos tendem a tomar risco em excesso para mascarar sua falta de habilidade e entregar uma rentabilidade alta, visto que investidores não conseguem observar o risco de um fundo tão bem quanto à rentabilidade. Se verdade, isso implicaria que fundos com métricas de risco mais altas devem ter um retorno ajustado por risco menor, o que pode ser testado empiricamente.

Na teoria de finanças, um ponto de partida comum no estudo da relação entre risco e retorno é o modelo CAPM¹ (Sharpe 1964). Nesse modelo, é possível construir uma carteira eficiente a partir dos ativos de risco existentes na economia que minimiza o risco para certo nível de retorno. Em seguida, pode-se combinar essa carteira eficiente com o ativo sem risco na proporção necessária para se atingir o nível de retorno desejado. Assim, em equilíbrio haverá um relacionamento linear simples positivo entre retorno esperado e risco medido pelo desvio padrão da carteira, o que implica que a razão retorno por risco é constante. Como o aumento do retorno desejado acarreta num aumento proporcional do risco desse investimento, o retorno ajustado por risco é o mesmo em todas as carteiras eficientes.

Embora esses resultados derivem de hipóteses não realistas de um modelo puramente teórico, eles ressoam com a noção de que um aumento do risco de um

¹ CAPM é a sigla para o *Capital Asset Pricing Model* ou modelo de precificação de ativos de capital em português.

investimento deve ser compensado por um retorno esperado maior. Afinal, confrontado com duas opções com o mesmo retorno esperado, um investidor racional avesso ao risco deveria escolher a opção com menor risco. Contudo, investidores parecem prestar muito mais atenção nos retornos históricos de um fundo de investimento do que no nível de risco associado a esse fundo. Além de evidências anedóticas, outros estudos (Chevalier e Ellison 1997) evidenciam uma forte relação entre fluxo de novos recursos e retorno de um fundo. Logo, uma das motivações deste trabalho é buscar entender o motivo pelo qual investidores focam mais em retorno do que risco e verificar empiricamente que isso também se verifica no Brasil.

A partir do fato estilizado que investidores focam mais em retorno, este trabalho busca explicar como isso afeta os incentivos de gestores de fundos de investimentos e como esses novos incentivos afetarão métricas de retorno ajustado por risco. Particularmente, analisa-se a hipótese de que gestores menos competentes tomam mais risco para tentar alcançar os mesmos retornos que os gestores mais competentes obtiveram tomando menos risco. Desse modo, a parte principal deste trabalho é testar empiricamente se fundos com maior risco possuem um retorno ajustado por risco menor, provendo evidência que gestores menos competentes se aproveitam do foco dos investidores no retorno para se passarem por competentes.

Os resultados principais deste estudo são consistentes com a hipótese de que fundos possuem incentivos a aumentarem o risco para mascarar habilidade. Observa-se nos dados uma relação negativa altamente significativa estatisticamente entre retorno ajustado e risco nas principais estratégias de estimação: análise de dados em painel e regressão com médias históricas, que busca controlar para a possibilidade de um relacionamento espúrio advindo do modo que retornos ajustados são medidos. Este trabalho é, portanto, dividido da seguinte forma: na seção 2, revisamos a literatura; seguida pela análise empírica na seção 3 e, na seção 4, por um modelo teórico consistente com os resultados. Por fim, concluímos.

2 - Revisão da Literatura

Este trabalho se insere na interseção de duas vastas literaturas: na que investiga razões pela qual o modelo CAPM de Sharpe (1964) falha e na literatura de desempenho de fundos de investimentos. Há várias linhas de pesquisa que encontram resultados radicalmente diferente das prescrições do modelo CAPM, o que não é surpreendente, visto foi construído para ser um modelo simples e servir como benchmark para outros estudos. Um exemplo recente desse tipo de pesquisa é Hong e Sraer (2011). A partir de um modelo em que há restrições para *short-selling* e um alto grau de discordância entre os investidores a respeito do retorno futuro de um ativo, eles mostram ser possível que a *Security Market Line (SML)* tenha trechos decrescentes, não há mais um relacionamento crescente entre retornos esperados e risco.

Neste trabalho, investiga-se também uma razão pela qual a SML tradicional não se verifica. Embora não encontremos uma relação negativa como Hong e Sraer (2011), diferimos quanto à inclinação: ao contrário do CAPM em que a SML possui inclinação constante, nossa hipótese de mascarar habilidade implica numa inclinação decrescente. Para alcançar um maior retorno, gestores menos habilidosos aumentam o risco mais do que o ótimo alcançado pelos gestores mais capazes. Assim, este trabalho contribui para a literatura ao analisar um canal adicional que faz a previsão do modelo CAPM de retornos ajustados por riscos constantes não ser observada na realidade. Além disso, não estamos interessados na relação de retorno e risco de um ativo em particular e sim na dinâmica geral de incentivos do mercado de fundos de investimento. Sendo assim, este trabalho se insere também na literatura de desempenho de fundos.

Um debate importante nessa literatura é sobre a persistência de desempenho: se os retornos presentes dum fundo ajudam a prever retornos futuros. Usando uma amostra controlada para viés de sobrevivência, Elton, Gruber e Blake (1996a) encontram evidência que desempenho ajustado por risco ajuda a prever retornos ajustados no longo prazo, consistente com a noção que gestores diferentes possuem níveis de habilidade diferentes. Na verdade, a hipótese de níveis de habilidade diferentes é o que importa para este trabalho, mesmo caso não se acredite que há persistência de performance.

Encontra-se evidência de que certos gestores são melhores que outros em “Are Some Mutual Funds Better than Others? Cross-Sectional Pattern in Behavior and Performance” de Chevalier e Ellison (1999a). Nesse estudo, os autores testam se há

relação entre características individuais de um gestor com o desempenho do fundo. Encontram, por exemplo, uma relação robusta entre a seletividade da universidade em que o gestor se formou e a desempenho do fundo. Esses autores também analisaram os incentivos com que os gestores se deparam em “Risk Taking as a Response to Incentives” (1997), o *paper* que mais se aproxima deste trabalho. Em Chevalier e Ellison (1997), os autores documentam como o fluxo de novos investimentos varia com retorno para, a partir desse fato, entender como gestores alteram suas estratégias, particularmente no último trimestre. Um resultado digno de nota é que os fundos com maiores retornos possuem incentivos a aumentar bastante o risco tomado no último trimestre na esperança de serem os *top performers* do ano.

Nossa abordagem difere da Chevalier e Ellison, pois estamos mais interessados em como os incentivos do mercado de fundos afetam a dinâmica geral de escolha de risco do que em como um dado fundo faz alterações pontuais de sua alocação de risco frente a cenários bem específicos, como a possibilidade de ganhar notoriedade como *top performer*. Em outras palavras, buscamos evidência se, na maioria dos fundos, há uma relação sistemática em que níveis maiores de risco não são acompanhados de semelhante crescimento no retorno, gerando taxas de retorno ajustado por risco aquém do ótimo. Afinal, se os investidores reagem aos retornos com certa miopia quanto ao risco de seus investimentos, é de se esperar que os gestores menos habilidosos tomem mais risco sistematicamente – gerando uma SML com inclinação positiva, mas decrescente.

Dentro da literatura de performance de fundos de investimento que estamos inseridos, a pesquisa sobre viés de sobrevivência desempenha um importante papel. Um dos *papers* seminais dessa literatura é “Survivorship Bias in Performance Studies” (Brown *et al.* 1992). Por meio de uma ilustração numérica, os autores partem de numa amostra construída sem persistência alguma, um fundo tem a mesma probabilidade de ser um “vencedor” ou “perdedor” independente do que era no período anterior. Em seguida, eles tiram da amostra os piores x% e mostram que conforme x aumenta, aumenta o grau de persistência que seria inferido a partir dos dados. Desse modo, argumentam que é necessária cautela em concluir que há persistência de retornos em base de dados sujeitas ao viés de sobrevivência. Num espírito mais empírico, Elton *et al.* (1996 b), utilizando uma base de dados real, rastreiam os fundos que saíram da base para achar quem os adquiriu para mostrar como os resultados mudam caso se ignore o

viés de sobrevivência. Destacam também que se deve ter cautela ao analisar como características do fundo afetam retorno numa amostra viesada.

É importante entender os canais pelos quais o viés de sobrevivência atua, pois nossa base de dados está sujeita a esse viés. Ao contrário do mercado de fundos americanos, não foi possível acompanhar os fundos que desaparecem da amostra para construir uma base de dados brasileira imune a esse viés. Logo, os nossos resultados estão sujeitos, em potencial, a serem viesados. Na seção 3 de análise empírica, argumentaremos que o nosso resultado principal de que fundos com maior risco tem menor retorno ajustado é robusto a essa deficiência da base, pois a direção do viés é de nulificar nossos resultados. Ademais, não focaremos em como patrimônio líquido parece afetar retornos ajustados, uma vez que esse resultado particular pode ser fruto do viés alertado em Elton *et. al* (1996 b).

Além da análise empírica, este trabalho constrói um modelo teórico em que a dinâmica de incentivos criada pelo foco do investidor em retorno à revelia do risco gera resultados consistentes com a parte empírica. Na literatura teórica de performance de fundos, um *paper* importante é “Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets” (Berk e Green 2004). Nesse artigo, os autores criam um modelo racional em que investidores reagem à taxa de retorno e os gestores têm habilidades diferentes. Ao supor retornos decrescentes de escala e fazer que os investidores ajam competitivamente em busca do melhor retorno, ele reproduz a ausência de persistência por vezes verificada nos dados. Contudo, nesse modelo os investidores podem se livrar do risco idiossincrático de cada fundo ao criar um portfólio de fundos. Isso não é adequado para modelar a dinâmica que estamos interessados, pois queremos focar em como o risco idiossincrático de cada fundo varia e como os gestores usam-no para simular habilidade. Nesse sentido, optamos por um modelo de jogos com sinalização, simplificando Gibbons (1992), onde investidores observam apenas o retorno que é o sinal, mas desejam maximizar o retorno ajustado por risco.

Portanto, este estudo contribui para a literatura de falhas do modelo CAPM e de desempenho de fundos ao apresentar evidências empíricas de uma relação negativa entre risco e retorno ajustado na maior parte da amostra, consistentemente com a dinâmica de incentivos de interesse. Por fim, essa análise é feita usando dados brasileiros, o que confere um ineditismo adicional ao trabalho.

3 - Análise Empírica:

3.1 Base de Dados

Os dados utilizados neste estudo foram adquiridos no site da empresa *Quantum Axis*, que organiza diversos indicadores de vários fundos brasileiros a partir de fontes de dados diferentes, principalmente a ANBIMA (Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais) e a CVM (Comissão de Valores Mobiliários). Entre os vários tipos de fundos de investimento, escolhemos os de multimercado multiestratégia conforme classificados pela ANBIMA. Como os gestores desse tipo de fundo possuem flexibilidade para investir em mercados distintos, há menor probabilidade que os resultados sejam resultantes de características específicas de um mercado em particular e é mais provável que os resultados reportados sejam fruto da dinâmica de incentivos geral que um gestor se depara. Por conseguinte, nossa amostra é formada de 1425 fundos dessa categoria, abrangendo o período de maio de 2002 a setembro de 2012. Desse modo, cada observação corresponde a um fundo num determinado mês.

As variáveis principais das regressões de interesse são uma medida de retorno ajustado por risco e uma medida de risco. A medida de retorno ajustado por risco utilizada é a razão *Sharpe*, definida como a razão entre o retorno em excesso do fundo dividido pelo desvio padrão do retorno em excesso. O retorno em excesso é definido como a diferença entre o retorno do fundo (R_a) e o retorno do ativo sem risco (R_b), onde o CDI foi escolhido como a taxa sem risco. Ou seja, $S = \frac{E[R_a - R_b]}{\sqrt{Var[R_a - R_b]}}$. As vantagens dessa medida é que ela pode ser calculada objetivamente a partir dos retornos de um fundo e que podemos contrastar os *Sharpes* observados com a previsão do modelo CAPM de que o esse índice deveria ser o mesmo para todo portfólio eficiente. Doravante, usaremos os termos “retorno ajustado por risco” e “retorno ajustado” intercambiavelmente.

Em relação ao risco, é mais difícil achar uma medida que capture tudo que o conceito engloba. Portanto, este trabalho usará duas medidas de risco para aumentar a robustez dos resultados: *Value at Risk* e *Volatilidade*. *Value at Risk* se refere ao risco de perda de um portfólio dada uma probabilidade e certo horizonte de interesse e *Volatilidade* é uma medida de quanto o preço da cota do fundo variou num dado

período de tempo. Por fim, nossa variável de controle é o tamanho do Patrimônio Líquido (PL). O uso desse controle tem duas vantagens principais. A primeira é que nos permite testar se, mantendo o risco constante, há algum efeito do tamanho do fundo sobre o retorno ajustado, o que pode ocorrer se houver retornos decrescentes de escala. A segunda razão é que o PL pode ser pensado como uma proxy para outras características que variam junto com tamanho, tal como visibilidade na mídia e idade do fundo.

Há duas considerações finais sobre a base de dados. Primeiramente, deve-se ressaltar que a nossa base de dados está sujeita a viés de sobrevivência tal como levantado por Brown (1992). Afinal, o painel não é balanceado, já que fundos falidos saem da amostra. Como os motivos que levam um fundo a falência obviamente estão relacionados com o risco desse fundo, é possível que nossos resultados estejam viesadas. Contudo, argumentaremos que esse viés empurra os resultados para o zero, o que sugere efeitos ainda maiores do que o encontrado.

Por fim, aplicamos uma transformação logarítmica na variável Sharpe para capturar uma não linearidade nos dados. Além disso, como as medidas de risco são calculadas em termos percentuais, a transformação logarítmica fornece maior intuição, uma vez que o regressor nos informa qual é a variação percentual esperada do retorno ajustado dado uma certa variação percentual na medida de risco.

3.2 Regressões com dados em painel

Como há acesso a uma amostra grande de fundos com valores mensais para as variáveis de interesse, a primeira técnica empírica utilizada foi uma regressão de dados em painel com efeitos fixos. Em geral, essa é a melhor estratégia, pois aproveita o fato de termos dados para um mesmo fundo ao longo do tempo para controlar para características específicas de cada fundo que não mudam com o tempo. Por outro lado, efeitos aleatórios fornece um estimador mais eficiente apenas se as variáveis omitidas constante no tempo não sejam correlacionadas com os regressores. Ainda que a hipótese pareça ser muito forte, realizamos um teste de Hausman em nossas regressões principais para averiguar se o teste está de acordo com a nossa intuição. De fato, a hipótese nula que o estimador de efeitos aleatórios é consistente foi rejeitada. Por conseguinte, a prescrição do teste está de acordo com o uso de estimação por efeitos fixos.

Embora o controle das variáveis fixas forneça alguma segurança aos resultados, não é eliminada por completo a possibilidade de variáveis omitidas que mudam no tempo estarem viesando os resultados. Adicionamos também uma variável de PL como controle principal, visto que se altera ao longo do tempo e pode estar capturando o efeito de outras variáveis. Abaixo escrevemos o modelo principal.

$$\ln_Sharpe_{it} = \alpha + \beta VaR_{it} + \delta PL + EF_i + u_{it}$$

A estimação da regressão com efeitos fixos foi dividida em duas etapas: a 1ª etapa restringe a base de dados aos fundos com Sharpe positivo e 2ª etapa restringe a base aos fundos com Sharpe negativo. Há dois motivos para fazer isso. Um deles é que a transformação logarítmica usada para capturar a não linearidade do modelo só pode ser aplicada em números positivos. Logo, é necessário fazer uma transformação adicional nas observações em que o Sharpe é negativo. Dividir a amostra facilita esse processo. O segundo motivo, mais importante, é que há razões teóricas, que serão detalhadas mais a frente, devido às quais a dinâmica de incentivo enfrentada por um fundo normalmente pode ser diferente daquela enfrentada por um fundo com Sharpe negativo. Portanto, estimamos as relações entre retorno ajustado e risco entre esses dois tipos de fundos separadamente.

Na primeira etapa, a variável dependente será logaritmo de Sharpe de forma que os resultados deverão ser interpretados dentro do contexto de períodos em que os

retornos dos fundos em questão estão acima da taxa sem risco da economia. Na segunda etapa, multiplicaremos a variável Sharpe por -1 e depois aplicaremos logaritmo. Assim, a regressão incluirá apenas observações com Sharpe original negativo. Em ambas as etapas, reportamos apenas as regressões com VaR como variável explicativa principal. Contudo, não há perda de generalidade em relação aos resultados das regressões em que Volatilidade foi usada. Todas as conclusões permanecem as mesmas independentemente de qual dessas duas variáveis seja escolhida como medida de risco.

1ª Etapa: Índice Sharpe positivo

Variáveis	Efeitos Fixos			
	(1)	(2)	(1)	(2)
	logsharpe	logsharpe	logsharpe	logsharpe
VaR ($\hat{\beta}$)	-0.165*** (0.0313)	-0.165*** (0.0312)	-0.109*** (0.0286)	-0.106*** (0.0286)
PL ($\hat{\delta}$)	7.96E-12 (2.07E-11)			5.79e-11*** (1.94e-11)
Constante ($\hat{\alpha}$)	0.997*** (0.00547)	0.998*** (0.00454)	0.621*** (0.144)	0.621*** (0.144)
Dummies de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	65,198	65,198	65,198	65,198
R-quadrado	0.0004	0.0004	0.167	0.168
Nº de fundos	1,425	1,425	1,425	1,425
Estatística t (VaR)	-5.27	-5.29	-3.81	-3.72
P-valor (VaR)	0.000	0.000	0.000	0.000
Estatística t (PL)	0.38			2.99
P-valor (PL)	0.701			0.003
Teste F (Dummies de tempo)			102.96	103.04
P-valor do teste F			0.000	0.000

Erros padrões em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Na tabela acima, cada coluna corresponde a uma regressão diferente, todas usando efeitos fixos como modelo. Conforme pode ser observado, encontramos um efeito negativo altamente significativo de risco sobre retorno ajustado. Adicionalmente, esse resultado sobrevive a várias mudanças na especificação do modelo. Embora PL tenha sido incluído como uma variável de controle, sua exclusão pouco afeta o coeficiente de VaR. Havíamos mencionado que PL pode estar correlacionado com outras variáveis que determinam Sharpe, o que viesaria seu estimador. Ainda que não

estejamos interessados no coeficiente de PL, essa correlação com erro poderia viesar também o coeficiente de VaR. Logo, a não alteração do coeficiente de VaR com a inclusão de PL reduz a chance que nossos resultados sejam frutos de um viés de variável omitida.

Por outro lado, a inclusão de dummies de tempo muda os coeficientes. Ao incluir dummies de tempo, que são conjuntamente significativas, cai o valor absoluto da estimativa de β . Apesar disso, ele continua negativo e com p-valor inferior a 0.01%, mantendo a análise inalterada. As dummies de tempo capturam efeitos de um período específico. Por exemplo, um choque externo que derrube o retorno ajustado da indústria como um todo será capturado pela dummy desse período, fornecendo mais flexibilidade ao modelo empírico. Assim, a estimativa de β se aproxima mais do parâmetro populacional de interesse.

Além da estimativa pontual $\hat{\beta}$, seu desvio padrão é indispensável para avaliar se o efeito é estatisticamente significativo. Na tabela 3.2.1, os erros padrões foram calculados sob a hipótese de homocedasticidade, ou seja, a variância do erro condicional aos regressores é suposta constante. Embora essa hipótese seja comum, não há nenhum motivo teórico para que ela se verifique na nossa amostra. Portanto, reportamos na tabela 3.2.2 abaixo as mesmas regressões, mas agora com erros padrões robustos à heterocedasticidade.

Variáveis	(1) logsharpe	(2) logsharpe	(3) logsharpe	(4) logsharpe
VaR ($\hat{\beta}$)	-0.165* (0.0957)	-0.165* (0.0957)	-0.106 (0.0663)	-0.109 (0.0668)
PL ($\hat{\delta}$)	7.96e-12 (2.86e-11)		5.79e-11** (2.71e-11)	
Constante ($\hat{\alpha}$)	0.997*** (0.00447)	0.998*** (0.00191)	0.621*** (0.196)	0.621*** (0.195)
Dummies de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	65,198	65,198	65,198	65,198
R-quadrado	0.000	0.000	0.168	0.167
Nº de fundos	1,425	1,425	1,425	1,425
Estatística t (VaR)	-1.72	-1.73	-1.6	-1.63
P-valor (VaR)	0.085	0.085	0.109	0.103
Estatística t (PL)	0.3		2.14	
P-valor (PL)	0.767		0.033	
Teste F (Dummies de tempo)			73.03	72.98
P-valor do teste F			0.000	0.000

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Percebe-se que os erros padrões agora são grandes o suficientes para que não possamos rejeitar a hipótese nula ao limiar convencional de 5% de significância. Os p-valores de VaR vão de 8.5% a 11% dependendo da especificação. No entanto, cabe notar que as regressões da tabela 3.2.2 utilizam a amostra inteira disponível, incluindo os *outliers*, observações cujos valores destoam de forma extrema de praticamente todos os outros valores. Como *outliers* podem vir de um erro na base de dados ou de uma razão idiossincrática qualquer irrelevante para esse estudo, é de interesse reportar as regressões com erros padrões robustos sem *outliers*.

Tabela 3.2.3

Efeitos Fixos (Erros Robustos sem outliers)

Variáveis	Efeitos Fixos (Erros Robustos sem outliers)			
	(1) logsharpe	(2) logsharpe	(3) logsharpe	(4) logsharpe
VaR ($\hat{\beta}$)	-0.960*** (0.345)	-0.959*** (0.345)	-0.654** (0.275)	-0.664** (0.274)
PL ($\hat{\delta}$)	-3.26e-12 (2.71e-11)		5.10e-11* (2.69e-11)	
Constante ($\hat{\alpha}$)	1.013*** (0.00769)	1.012*** (0.00639)	0.629*** (0.196)	0.629*** (0.196)
Dummies de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	65,190	65,190	65,190	65,190
R-quadrado	0.002	0.002	0.168	0.168
Nº de fundos	1,425	1,425	1,425	1,425
Estatística t (VaR)	-2.78	-2.78	-2.38	-2.42
P-valor (VaR)	0.005	0.005	0.017	0.016
Estatística t (PL)	-0.12		1.89	
P-valor (PL)	0.904		0.058	
Teste F (Dummies de tempo)			73.39	73.36
P-valor do teste F			0.000	0.000

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Na tabela 3.2.3 acima, reproduzimos as regressões de 3.2.2 sem as 8 observações com VaR mais elevados, cujo limiar de exclusão foi mais de 20 vezes maior que o 99º percentil. Logo, retirando apenas 8 observações de uma amostra de 65198, recuperamos significância a 5% com erros padrões robustos à heterocedasticidade. Caso fossemos menos conservadores e usássemos um limiar de 10 vezes o 99º percentil, retirando 26 observações, o p-valor de VaR ficaria abaixo de 0.1%. Ademais, sem *outliers*, encontramos coeficientes mais negativos, o que aponta para um efeito ainda mais forte do risco sobre retorno ajustado.

Sendo assim, na análise da amostra formada por observações com Sharpe positivo (1ª etapa), encontramos um efeito negativo de VaR sobre Sharpe. Retirando alguns *outliers*, esse efeito é muito significativo estatisticamente mesmo sob heterocedasticidade. Logo, esses resultados são consistentes com hipótese de que o aumento do risco traz consigo uma queda do retorno ajustado, algo que não deveria ser tolerado por um investidor avesso ao risco. Destacamos também que os resultados são economicamente relevantes. Sem outliers, espera-se que um aumento de 10 pontos percentuais na medida de risco reduza em 6.5 pontos percentuais a medida de retorno ajustado: uma relação média bastante forte.

2ª Etapa: Índice Sharpe negativo

Tabela 3.2.4 Efeitos Fixos

Variáveis	(1) logmenossharpe	(2) logmenossharpe	(3) logmenossharpe	(4) logmenossharpe
VaR ($\hat{\beta}$)	-0.138** (0.0555)	-0.140** (0.0555)	-0.174*** (0.0516)	-0.176*** (0.0516)
PL ($\hat{\delta}$)		-4.26e-11*** (1.34e-11)		-4.01e-11*** (1.24e-11)
Constante ($\hat{\alpha}$)	0.852*** (0.00571)	0.858*** (0.00598)	0.0216 (0.207)	0.0241 (0.207)
Dummies de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	47,499	47,499	47,499	47,499
R-quadrado	0.000	0.000	0.151	0.151
Nº de fundos	1,425	1,425	1,425	1,425
Estatística t (VaR)	-2.48	-2.52	-3.37	-3.4
P-valor (VaR)	0.013	0.012	0.001	0.001
Estatística t (PL)		-3.19		-3.23
P-valor (PL)		0.001		0.01
Teste F (Dummies de tempo)			66	66
P-valor do teste F			0.000	0.000

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Antes de qualquer consideração, deve-se ter em mente que a variável dependente agora é o logaritmo do negativo de Sharpe. Isso implica que os coeficientes devem ser interpretados de forma oposta. Um coeficiente positivo implica agora que um aumento

na variável explicativa reduz o Sharpe; um aumento de “-Sharpe”. Dessa forma, um coeficiente positivo na 2ª etapa equivale a um negativo na 1ª etapa.

Portanto, o efeito agora é o oposto do que esperado. Havíamos postulado a hipótese que seria esperada uma relação negativa entre risco e retorno ajustado, o que implicaria num coeficiente positivo agora que a variável dependente é o negativo da medida de Sharpe. Contudo, encontramos um coeficiente negativo estatisticamente significativo. Antes de buscar uma explicação econômica para esse resultado, deve-se conferir a robustez estatística.

Tabela 3.2.5

Efeitos Fixos (Erros Robustos)

Variáveis	Efeitos Fixos (Erros Robustos)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	logmenossharpe	logmenossharpe	logmenossharpe	logmenossharpe
VaR ($\hat{\beta}$)	-0.138 (0.151)	-0.140 (0.152)	-0.174 (0.202)	-0.176 (0.202)
PL ($\hat{\delta}$)		-4.26e-11 (2.24e-11)		-4.01e-11 (2.68e-11)
Constante ($\hat{\alpha}$)	0.852*** (0.00331)	0.858*** (0.00456)	0.0216 (0.311)	0.0241 (0.311)
Dummies de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	47,499	47,499	47,499	47,499
R-quadrado	0.000	0.000	0.151	0.151
Nº de fundos	1,425	1,425	1,425	1,425
Estatística t (VaR)	-0.91	-0.92	-0.86	-0.87
P-valor (VaR)	0.363	0.358	0.389	0.386
Estatística t (PL)		-1.9		-1.5
P-valor (PL)		0.058		0.135
Teste F (Dummies de tempo)			43.16	43.4
P-valor do teste F			0.000	0.000

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fazendo as mudanças no modelo de forma análoga à 1ª etapa, novamente a mudança mais radical de resultados ocorre ao controlar para heterocedasticidade. Com erros padrões robustos, não se rejeita a hipótese nula conforme reportada na tabela 3.2.5. Todavia, ao retirarmos 6 outliers, os coeficientes aumentam em valor absoluto e voltam a ser estatisticamente significantes (tabela 3.2.6) de forma semelhante à 1ª etapa, só que com a implicação econômica oposta.

Tabela 3.2.6

Efeitos Fixos (Erros Robustos sem outliers)

Variáveis	(1) logmenossharpe	(2) logmenossharpe	(3) logmenossharpe	(4) logmenossharpe
VaR ($\hat{\beta}$)	-0.878*** (0.204)	-0.883*** (0.201)	-1.225*** (0.241)	-1.229*** (0.238)
PL ($\hat{\delta}$)		--4.24e-11* (2.33e-11)		-3.98e-11 (2.84e-11)
Constante ($\hat{\alpha}$)	0.867*** (0.00438)	0.873*** (0.00543)	0.0480 (0.311)	0.0505 (0.311)
Dummies de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Observações	47,493	47,493	47,493	47,493
R-quadrado	0.001	0.001	0.153	0.154
Nº de fundos	1,425	1,425	1,425	1,425
Estatística t (VaR)	-4.3	-4.38	-5.09	-5.18
P-valor (VaR)	0	0	0	0
Estatística t (PL)		-1.82		-1.4
P-valor (PL)		0.069		0.16
Teste F (Dummies de tempo)			43.49	43.62
P-valor do teste F			0.000	0.000

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Desse modo, os dados sugerem relacionamento positivo entre retorno ajustado e risco quando o retorno do fundo está abaixo da taxa de juros sem risco. Uma possível explicação é que os incentivos dos gestores são diferentes nesse contexto. A interpretação do efeito negativo encontrado na 1ª etapa era gestores menos talentosos têm incentivos a aumentar o risco na esperança de um retorno maior impeça os investidores de diferenciá-los dos gestores mais talentosos; entendendo talento como a capacidade de gerar um maior retorno ajustado.

Por outro lado, com retorno abaixo da taxa sem risco dificilmente um fundo conseguiria alcançar altos retornos positivos num curto horizonte de tempo mesmo sob um aumento brutal do risco de suas estratégias. Assim, mesmo aumentando o risco, ainda seriam considerados gestores pouco habilidosos. Ademais, caso escolhessem essa estratégia, correriam o risco de perdas ainda maiores, o que poderia causar uma fuga de investidores ainda maior. Daí surge um relação positivo, gestores evitam risco excessivo

em suas posições para evitar perdas ainda maiores, melhorando o retorno ajustado. Apesar dessa explicação ser coerente e assemelhar um efeito documentado por Chevalier e Ellison (1997) numa amostra de fundos americanos, daremos menos importância a esse resultado devido ao problema do viés de sobrevivência.

Em toda estimação com um painel não balanceado, deve-se buscar entender como o viés de sobrevivência pode afetar os resultados. O principal problema da falta de algumas observações é que os motivos que levam certos fundos a fechar são correlacionados com seu risco ou retorno, causando viés. Caso sobrevivência esteja relacionada com risco, a relação deve ser de fundos mais arriscados ou com menor retorno tenderem a desaparecer no longo prazo. Afinal, um fundo com retorno sistematicamente abaixo de seus pares tenderá a aumentar o risco, o que pode acarretar em grandes perdas e desaparecimento do fundo. Em outras palavras, espera-se que fundos com gestores menos competentes sumam da amostra e fundos com gestores mais competentes permaneçam na amostra.

Logo, na 1ª etapa com os fundos de Sharpe positivo, esse viés de sobrevivência estaria viesando os resultados para zero. Afinal, num extremo em que todos os gestores incompetentes que tomam risco excessivo para se passarem por competentes levam seus fundos a desaparecerem, não seria possível estimar empiricamente uma relação entre risco e retorno ajustado, já que só os gestores competentes sobrevivem e eles tem menos incentivos a tomar risco excessivo. Ou seja, a regressão não estimaria essa dinâmica mesmo que ela fosse verdadeira. Portanto, o possível viés advindo do painel não balanceado atua para nulificar os resultados, o que indica que a relação verdadeira entre risco e retorno ajustado é ainda maior do que a encontrada e os resultados ainda são válidos quando o painel não é balanceado. De fato, pode-se interpretar os resultados do 1ª etapa como um limite inferior do verdadeiro efeito

Por outro lado, na 2ª etapa, os efeitos positivos encontrados podem ser frutos do não-balanceamento do painel. Suponha que dos fundos que se deparam com retornos líquidos negativos, metade decida aumentar muito o risco na esperança de alcançar retornos positivos enquanto a outra metade diminua o risco para evitar maiores perdas. Nesse caso, o efeito agregado deveria ser nulo. Entretanto, é factível que parte dos fundos que decidam aumentar o risco tenham perdas ainda maiores e sumam da amostra. Desse modo, encontraríamos um efeito agregado ligeiramente positivo, já que

nenhum dos fundos que reduziram risco desapareceria da amostra no curto prazo. Como os efeitos encontrados na 2ª etapa são sujeitos à esse viés, julgamos mais adequado focar nos resultados da 1ª etapa. Focar na 1ª etapa também faz mais sentido prático, visto que a maioria dos fundos consegue retorno acima da taxa sem risco na maior parte do tempo.

3.3 Regressões cross-section com médias históricas

Além da estimação por painel, outra técnica de estimação foi utilizada para garantir que os resultados obtidos não são frutos de uma correlação espúria. A preocupação é que como a variável *Sharpe* é definida como o retorno líquido dividido pelo desvio-padrão, um aumento de uma variável de risco como *Volatilidade* aumentaria automaticamente o desvio-padrão do retorno, reduzindo o *SHARPE* por definição. Assim, o estimador da regressão com dados em painel seria negativo mesmo se não houvesse a dinâmica de incentivos que este trabalho busca testar; seria uma correlação espúria.

Para garantir que os resultados não são espúrios, dividimos a amostra (com N fundos em T meses) em duas partes: a primeira parte engloba os dados dos $T/2$ primeiros meses e a segunda engloba os $T/2$ meses seguintes. Em seguida, para cada parte calcularemos a média das variáveis de cada fundo nos $T/2$ meses disponíveis nessa parte. A regressão por MQO será feita usando o *Sharpe* da segunda parte e a variável de risco da primeira parte. A ideia por trás dessa estratégia é que agora o aumento do risco de um fundo não reduz automaticamente o *Sharpe* já que o regressor é o risco médio de um período de tempo diferente daquele que foi usado para calcular o *Sharpe* médio. Portanto, os resultados não são mais espúrios e advém do fato de que fundos que tendem a tomar mais risco tendem a ter um retorno ajustado por risco menor; e essa é precisamente a hipótese que se deseja testar. Em relação à nossa variável de controle, *PL*, usamos a média da segunda parte da amostra para coincidir com a usada na média de *Sharpe*, já que esperamos que novos fluxos estejam correlacionados com o retorno do período relevante e não de retornos muitos meses atrás.

Nesse método, não estamos mais testando como um gestor se comporta a cada período dado os seus incentivos. Ao usarmos médias históricas, estamos fazendo uma análise de baixa frequência, pensando em como o perfil de risco num prazo mais longo reflete a dinâmica de incentivos. Afinal, um fundo com retornos repetidamente inferiores aos seus pares sofrerá uma saída gradual de fluxos. Será, então, que ele aumentará o risco para não ser diferenciado? Uma hipótese implícita é que as características principais de um fundo, tal como a habilidade da sua equipe de gestão e

perfil de risco, não mudam radicalmente ao longo do tempo para garantir que faça sentido comparar a média do risco da primeira parte com a média do retorno ajustado da 2ª parte. O realismo dessa hipótese advém do fato de fundos tenderem a possuir um perfil consistente para construir e manter a sua reputação no mercado.

O modelo de estimação principal agora é: $\text{Log_MSharpe}_i = \alpha + \beta \text{MVaR} + \delta \text{MPL}_i + u_i$, onde MSharpe é o Sharpe médio entre março de 2009 e setembro de 2012; MVaR é o VaR médio entre agosto de 2005 e fevereiro de 2009; e MPL é o PL médio entre março de 2009 e setembro de 2012. Tal como na regressão de painel, faremos regressões separadas em duas etapas: uma para a parte da amostra em que a média do Sharpe é positiva e outra para a parte em que a média é negativa. Ressaltamos também que, como na seção 3.2, todos os resultados discutidos se mantêm ao usar volatilidade como medida de risco.

1ª Etapa: Índice Sharpe positivo

Mínimos Quadrados Ordinários

Tabela 3.3.1

Variáveis	(1) logmsharpe	(2) logmsharpe	(3) logmsharpe	(4) logmsharpe
MVaR ($\hat{\beta}$)	-0.888*** (0.271)	-0.870*** (0.271)	-0.888** (0.387)	-0.870** (0.381)
MPL ($\hat{\delta}$)	1.01e-10** (4.17e-11)		1.01e-10 (6.47e-11)	
Constante ($\hat{\alpha}$)	0.354*** (0.0317)	0.371*** (0.0310)	0.354*** (0.0325)	0.371*** (0.0320)
Erros Robustos	Não	Não	Sim	Sim
Observações	1,146	1,146	1,146	1,146
R-quadrado	0.014	0.009	0.014	0.009
Estatística t (VaR)	-3.281	-3.209	-2.297	-2.281
P-valor (VaR)	0.001	0.001	0.022	0.028
Estatística t (PL)	2.418		1.558	
P-valor (PL)	0.0157		0.120	

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Conforme reportado acima, encontramos um efeito negativo muito significativo. Mais ainda, esse resultado sobrevive às nossas duas principais mudanças de especificação do modelo. Adicionar patrimônio líquido como controle afeta o

coeficiente de *Value at Risk* um pouco, porém continuamos rejeitando a hipótese nula a níveis de significância muito baixo. Além disso, ela continua sendo rejeitada a 5% de significância mesmo ao optarmos por erros padrões robustos à heterocedasticidade (colunas 3 e 4). Novamente, o magnitude dos coeficientes possui relevância econômica: o modelo econométrico prevê, dentre os fundos com retorno média acima da taxa básica, uma redução de 0.9 pontos percentuais no retorno ajustado para cada aumento de 1 ponto percentual no risco.

Seguindo a estrutura da seção 3.2, convém analisar como os resultados se modificam ao retirarmos *outliers*. Dado que as observações correspondem às médias de vários meses, é natural que não haja muitos *outliers*. De fato, foram excluídos das regressões da tabela 3.3.2 apenas duas observações com *Value at Risk* muito alto (6 vezes maiores que o 99º percentil) e duas observações com patrimônio líquido muito alto.

Tabela 3.3.2

Variáveis	MQO sem outliers			
	(1) logsharpe	(2) logsharpe	(3) logsharpe	(4) logsharpe
MVaR ($\hat{\beta}$)	-4.160*** (0.690)	-3.890*** (0.693)	-4.160*** (0.704)	-3.890*** (0.664)
MPL ($\hat{\delta}$)	3.03e-10*** (6.85e-11)		3.03e-10*** (9.27e-11)	
Constante ($\hat{\alpha}$)	0.408*** (0.0354)	0.446*** (0.0346)	0.408*** (0.0355)	0.446*** (0.0357)
Erros Robustos	Não	Não	Sim	Sim
Observações	1,142	1,144	1,142	1,144
R-quadrado	0.043	0.027	0.043	0.027
Estatística t (VaR)	-6.026	-5.617	-5.907	-5.857
P-valor (VaR)	0.000	0.000	0.000	0.000
Estatística t (PL)	4.427		3.272	
P-valor (PL)	0.000		0.001	

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Sem outliers, observamos uma relação negativa mais forte do que a estimada anteriormente: os coeficientes de *VaR* aumentam mais que quatro vezes em valor absoluto e passam a ser estatisticamente diferentes de zero sob virtualmente qualquer nível de significância.

Embora os efeitos encontrados sejam muito significativos, estão em teoria sujeitos a alguns tipos de viés. Particularmente, o viés de variável omitida representa uma ameaça visto que só há uma variável de controle. Embora não se possa excluir essa possibilidade, deve-se ressaltar que o objetivo das regressões com médias é prover evidências que não há relação espúria. Agora o aumento do risco de uma observação não pode gerar uma queda automática no retorno ajustado, pois os períodos são distintos. Ao fornecer evidências contra a ameaça da correlação espúria, essa seção fortalece os resultados da seção anterior, onde efeitos fixos e dummies de tempo cumpriam um papel importante na robustez dos resultados. Em outras palavras, as evidências empíricas devem ser analisadas como um todo: tendo em mente tanto os resultados obtidos nas regressões com médias quanto nas que usaram o painel.

Por fim, na tabela 3.3.3, reportamos as regressões em que o ranksharpe é a variável dependente e rankvar é o regressor de interesse. Essas variáveis foram construídas ao ordenar os valores de Sharpe do menor para o maior. Assim, o fundo que tem o menor Sharpe médio tem ranksharpe igual a 1 e o com o maior Sharpe médio tem rankvar igual a 1425. Pela natureza das variáveis, a tabela abaixo captura a noção que mais risco diminuir retorno ajustado sem depender dos valores exatos que as variáveis assumam. Como apenas o ordenamento importa para essa tabela, não aplicamos a transformação logarítmica na variável ranksharpe: as variáveis são lineares.

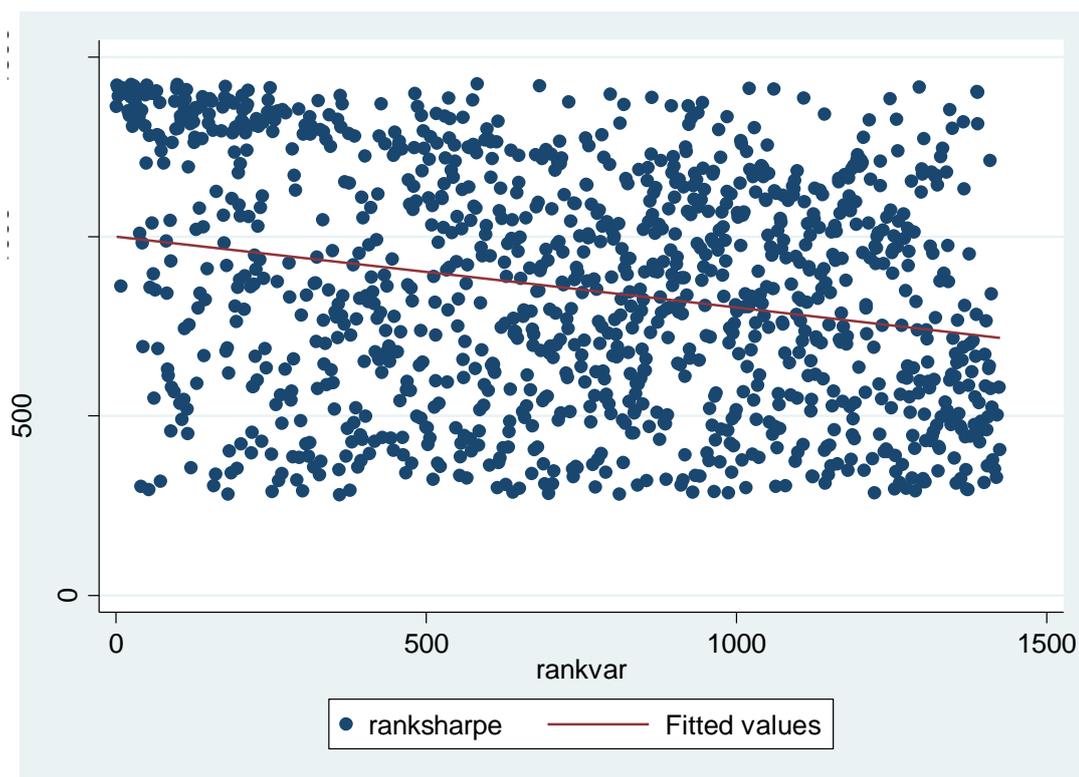
Tabela 3.3.3

Variáveis	MQO (Sharpe>0)			
	(1) ranksharpe	(2) ranksharpe	(3) ranksharpe	(4) ranksharpe
Rank_VaR	-0.189*** (0.0241)	-0.198*** (0.0239)	-0.189*** (0.0254)	-0.198*** (0.0251)
Rank_PL	0.0617*** (0.0236)		0.0617*** (0.0237)	
Constante	948.5*** (28.33)	1,000*** (20.26)	948.5*** (29.88)	1,000*** (22.10)
Erros Robustos	Nao	Não	Sim	Sim
Observações	1,146	1,146	1,146	1,146
R-quadrado	0.062	0.056	0.062	0.056
Estatística t (rank_VaR)	-7.845	-8.269	-7.452	-7.895
P-valor (rank_VaR)	0.000	0.000	0.000	0.000
Estatística t (rank_PL)	2.617		2.607	
P-valor (rank_PL)	0.009		0.009	

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A tabela 3.3.3 confirma o relacionamento negativo para a parte da amostra que tem retornos médios acima da taxa de juros de risco. Além disso, facilita a interpretação do coeficiente. Uma estimativa de 0.189 significa que ao subirmos 10 lugares no ordenamento de risco, há uma queda esperada de aproximadamente dois lugares no ordenamento de retorno ajustado. Para ilustrar, plotamos a nuvem de observações junto ao melhor previsor linear no gráfico 3.3.1.

Gráfico 3.3.1



2ª Etapa: Índice Sharpe negativo

Primeiramente, ressaltamos que os coeficientes da tabela 3.3.4 devem ser interpretados ao contrário uma vez que a variável dependente é o logaritmo do negativo de Sharpe. Ao fazer isso, encontramos um efeito positivo entre risco e retorno ajustado para os fundos com Sharpe médio negativo entre março de 2009 e setembro de 2012. Embora os p-valores sejam menores do que na regressão de Sharpe médio positivo, os coeficientes de *VaR* continuam significativos com p-valor entre 0.01 e 0.06 dependendo da especificação mesmo com uma amostra menor.

Tabela 3.3.4

Variáveis	MQO			
	(1) logmenosharpe	(2) logmenosharpe	(3) logmenosharpe	(4) logmenosharpe
MVaR ($\hat{\beta}$)	-3.460* (1.776)	-2.979* (1.642)	-3.460** (1.447)	-2.979** (1.302)
MPL ($\hat{\delta}$)	4.19e-10 (5.89e-10)		4.19e-10 (6.27e-10)	
Constante ($\hat{\alpha}$)	0.390*** (0.126)	0.411*** (0.123)	0.390*** (0.122)	0.411*** (0.121)
Erros Robustos	Nao	Não	Sim	Sim
Observações	279	279	279	279
R-quadrado	0.014	0.012	0.014	0.012
Estatística t (VaR)	-1.948	-1.815	-2.390	-2.288
P-valor (VaR)	0.053	0.070	0.017	0.023
Estatística t (PL)	0.711		0.668	
P-valor (PL)	0.477		0.505	

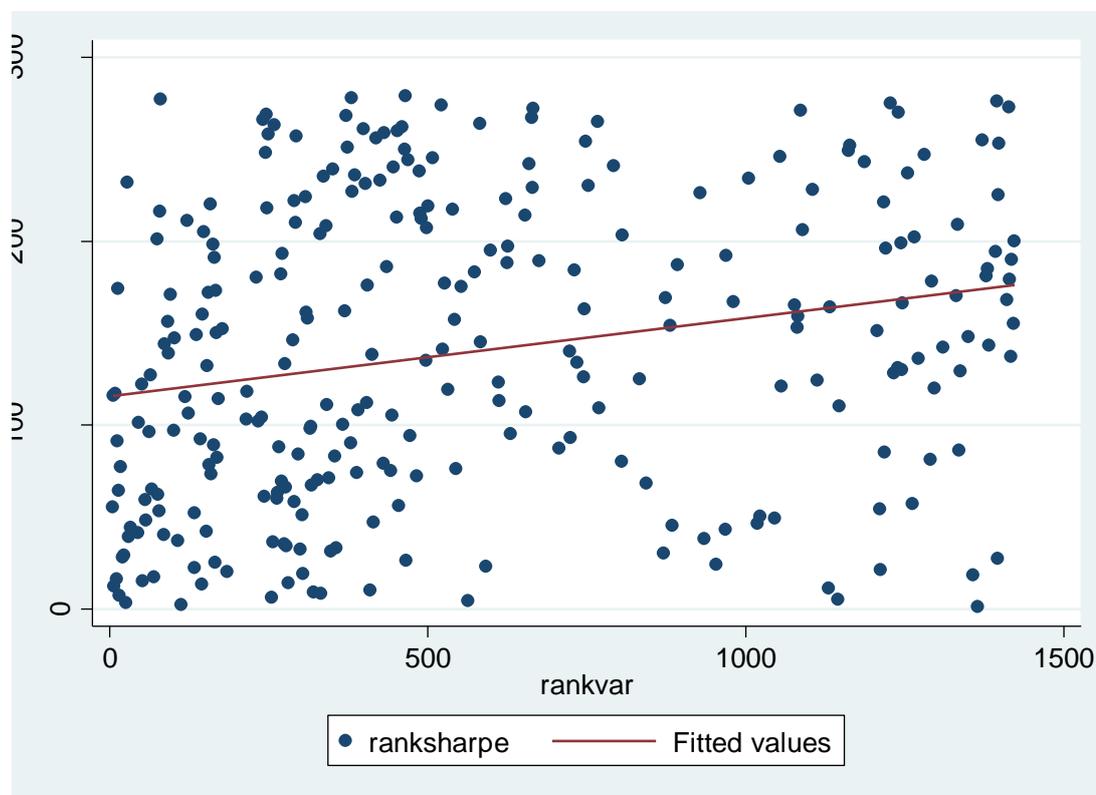
Erros padrões robustos em parênteses *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Entre os fundos com sharpe negativo, não havia nenhuma observação indisputavelmente *outlier* de modo que não há uma tabela análoga a 3.3.2. Mesmo assim, notamos que caso fossem excluídas da amostra as observações com VaR mais altos os efeitos se intensificariam. Por outro lado, é oportuno reportar as regressões com rankings (3.3.5), pois tornam bem claro esse efeito positivo de risco sobre retorno ajustado para essa parte da amostra.

Tabela 3.3.5

VARIABLES	MQO (Sharpe<0)			
	(1) ranksharpe	(2) ranksharpe	(3) ranksharpe	(4) ranksharpe
Rank_VaR	0.0429*** (0.0108)	0.0426*** (0.0108)	0.0429*** (0.0103)	0.0426*** (0.0103)
Rank_PL	0.0109 (0.0112)		0.0109 (0.0110)	
Constante	108.7*** (10.53)	115.7*** (7.731)	108.7*** (10.74)	115.7*** (7.561)
Erros Robustos	Não	Não	Sim	Sim
Observações	279	279	279	279
R-quadrado	0.057	0.054	0.057	0.054
Estatística t (rank_VaR)	3.989	3.960	4.166	4.148
P-valor (rank_VaR)	0.000	0.000	0.000	0.000
Estatística t (rank_PL)	0.979		0.993	
P-valor (rank_PL)	0.328		0.322	

Erros padrões robustos em parênteses *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Gráfico 3.3.2

Na análise com dados em painel, argumentamos que se deve dar menos ênfase aos resultados advindos da amostra com Sharpes negativos, pois estão sujeitos a um viés de sobrevivência. Tais considerações continuam válidas. Contudo, é reconfortante encontrar resultados similares ao usar regressão com médias como método de estimação. Outra consideração importante decorre da complementaridade entre ambos os métodos. Conforme explicado anteriormente, o método de regressão com médias visa evitar a possibilidade de uma correlação negativa espúria advinda da forma pela qual as variáveis são definidas. Ora, a correlação positiva encontrada na regressão com painel de Sharpes negativas nas duas estratégias empíricas é um indicativo que, mesmo no painel, não deve haver uma correlação espúria forte. Portanto, as semelhanças entre as estratégias aumentam a confiabilidade dos resultados. O motivo econômico coerente com esse efeito positivo exposto nesse trabalho foi que fundos em dificuldades dificilmente conseguiriam se passar por muito habilidosos, gerando incentivos para diminuir riscos e evitar maiores perdas.

Neste trabalho, argumentamos principalmente que para os fundos com Sharpe positivo, os resultados são consistentes com uma dinâmica de incentivos em que fundos menos habilidosos tendem a aumentar o risco tomado em busca de um retorno maior, a despeito de piorar o risco ajustado. Ainda que outras explicações sejam defendidas, buscamos argumentar que há pouco espaço para questionamento dos resultados empíricos de uma relação negativa entre risco e retorno ajustado, contrária ao predito por modelos tradicionais de finanças.

Dessas outras explicações teóricas alternativas, nem todos conseguirão explicar também a mudança abrupta de direção encontrada para os fundos com retorno abaixo da taxa sem risco. Por outro lado, a dinâmica de incentivos proposta neste trabalho continua coerente. Afinal, é difícil crer que fundos com retorno abaixo da taxa sem risco conseguiriam se passar por um fundo muito habilidoso rapidamente. Para esses fundos, os incentivos seriam de fato reduzir o risco para evitar uma situação ainda pior. Essa dinâmica foi encontrada em certo grau na economia americana por Chevalier (1997). Enfim, a questão de incentivos gerando problemas de agencia entre fundos e investidores consegue explicar todos os resultados estatísticos encontrados

3.4 Investidores dão mais atenção ao retorno do que retorno ajustado? Evidência empírica

Neste estudo, interpretamos as relações estatísticas encontradas como consequências da dinâmica de incentivos em que gestores de fundos se inserem. Para que essa explicação tenha sentido, é crucial a hipótese que investidores foquem sua atenção no retorno sem levar tanto em conta o retorno ajustado por risco, que é o que eles deveriam maximizar de acordo com a teoria econômica. Afinal, é dessa miopia parcial que surge o incentivo para que gestores aumentem risco para esconder seu nível real de habilidade. Um possível motivo que explica essa assimetria de informação é o fato de existirem muitas variáveis de risco, como volatilidade, *value at risk*, resistência a cenários de stress, que aumentam o custo do investidor de se informar sobre o significado de cada uma delas. Além disso, algumas medidas como *stress tests* usam metodologias diferentes entre fundos diferentes, o que as torna mais subjetivas e menos informativas para o consumidor. Em contraste, as medidas de retorno são intuitivas e palpáveis: o investidor observa quanto seus recursos renderam num dado período de tempo.

Entretanto, tendo em vista a magnitude dos valores sob gestão no Brasil, é natural que se questione essa hipótese, uma vez que adquirir informação sobre risco permitiria que o investidor mudasse seus recursos para outro fundo com retorno semelhante e menos arriscado, melhorando seu portfólio. Por conseguinte, buscaremos nessa seção mostrar evidências empíricas que fluxos de investimento reagem muito mais fortemente a mudanças de retorno do que mudanças em retorno ajustado por risco.

A estratégia empírica é a seguinte: construímos uma medida de fluxos baseadas na variação do patrimônio líquido e a usamos como variável dependente em dois tipos de regressões. O primeiro tipo usa retorno como variável explicativa enquanto a segunda usa Sharpe. Ao comparar o p-valor dos coeficientes e o R^2 das regressões, encontramos evidência que retorno possui algum poder explicativo sobre os fluxos de entrada e saída de capital de um fundo, mas que Sharpe não possui praticamente nenhum poder explicativo. Dessa forma, há robustez empírica na hipótese subjacente à nossa análise: investidores baseiam suas escolhas muito mais em retorno do que retorno ajustado por risco.

A variável dependida escolhida como medida de fluxos foi a variação percentual do patrimônio líquido controlando para o fato que o patrimônio líquido se altera de acordo com o retorno mesmo sem novos fluxos de capital. Algebricamente: $Fluxos_t = ((PL_{t+1} - PL_t(1 + Retorno_t)) \div PL_t)$. Estimaremos a relação entre *Fluxos* e *Retorno* e a relação entre *Fluxos* e *Sharpe* por meio de dois métodos simples: mínimos quadrados ordinários (MQO) e as regressões com efeitos fixos (EF), que aproveita a natureza da base de dados. Os modelos estimados são, portanto:

$$Fluxos_{it} = \alpha + \beta Retorno_{it} + u_{it} \quad (1)$$

$$Fluxos_{it} = \alpha + \beta Sharpe_{it} + u_{it} \quad (2)$$

$$Fluxos_{it} = \alpha + \beta Retorno_{it} + EF_i + u_{it} \quad (3)$$

$$Fluxos_{it} = \alpha + \beta Sharpe_{it} + EF_i + u_{it} \quad (4)$$

Na tabela abaixo, reportamos as regressões usando (MQO) e (EF) após a retirada de outliers da base de dados. Note que cada regressão corresponde a uma coluna distinta.

Tabela 3.4.1 Variáveis	MQO	MQO	EF	EF
	(1) Fluxos_porc	(2) Fluxos_porc	(3) Fluxos_porc	(4) Fluxos_porc
Retorno	2.625*** (0.130)		2.658*** (0.134)	
Sharpe		6.06e-06 (3.92e-06)		4.11e-06 (4.01e-06)
Constante	0.0113*** (0.000344)	0.0127*** (0.000338)	0.0113*** (0.000341)	0.0127*** (0.000334)
Efeitos Fixos	Não	Não	Sim	Sim
Observações	100,800	100,800	100,800	100,800
R-quadrado	0.004	0.0000	0.0040	0.0000
Nº de fundos			1,288	1,288

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Observa-se acima que há uma relação estatisticamente forte entre *Retorno* e *Fluxos*, com um p-valor próximo de zero, o que não ocorre nas regressões em que *Sharpe* é a variável explicativa. No que tange ao R2 das regressões, embora todos sejam pequenos, o R2 das colunas (1) e (3) são de uma ordem de grandeza maior do que (2) e (4). Além disso, nota-se que há pouca diferença entre os resultados de MQO e os de EF, o que sugere que o efeito reportado não deve ter sido gerado por algo correlacionado

com as características específicas de um fundo que sejam constantes ao longo do tempo. Tal fato é consistente com o entendimento que a primazia do retorno como determinante dos fluxos em detrimento do retorno ajustado por risco é observada nessa indústria como um todo.

É possível argumentar que o movimento de entrada e saída de recursos de um fundo não é tão volátil a ponto de reagir muito em relação ao retorno do mês anterior. Logo, para aumentar a robustez dos resultados, construímos índices de médias móveis trimestrais para *Retorno* e *Sharpe* e usamos as médias móveis como variáveis explicativas em regressões análogas a da tabela 3.4.1. Reportamos os resultados na tabela abaixo.

Variáveis	OLS	OLS	EF	EF
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Fluxos_porc_m	Fluxos_porc_m	Fluxos_porc_m	Fluxos_porc_m
Retorno_mediamovel3_m	0.723*** (0.157)		0.668*** (0.162)	
Sharpe_media_movel		-3.15e-06 (5.79e-06)		-9.66e-06 (6.19e-06)
Constant	0.0107*** (0.000341)	0.0110*** (0.000331)	0.0107*** (0.000339)	0.0110*** (0.000328)
Efeitos Fixos	Não	Não	Sim	Sim
Observações	98,312	98,312	98,312	98,312
R-quadrado	0.0002	0.0000	0.0002	0.0000
Nº de fundos			1,288	1,288

Erros padrões robustos em parênteses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Analisando a tabela acima, evidencia-se que retorno continua explicando melhor do que Sharpe o movimento de fluxos após a utilização das variáveis suavizadas como regressores. Ao comparar as duas tabelas, percebe-se também que as variáveis suavizadas são menos significativas, provendo evidência que fluxos reagem a retorno com certa agilidade. De qualquer forma, o importante para este trabalho é que em todas as especificações escolhidas, conclui-se que retornos são muito mais importantes para explicar fluxos do que uma variável de retorno ajustado por risco, o *Sharpe*. Por fim, ressaltamos que embora as regressões reportadas excluam *outliers*, as conclusões permanecem as mesmas ao se analisar a amostra por completo.

Em suma, buscamos mostrar nessa seção por meio de estratégias empíricas simples que a hipótese feita ao longo deste trabalho possui respaldo empírico. Os dados

provêm evidência que investidores reagem ao retorno dos fundos de investimento com muito mais intensidade do que ao retorno ajustado por risco desses fundos.

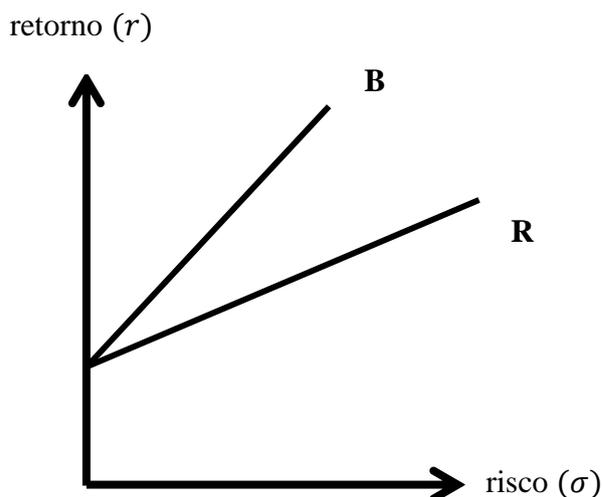
4 – Modelo Teórico

Na parte 3 deste trabalho, encontramos evidências empíricas que há uma relação negativa muito significativa entre uma medida de risco e uma medida de retorno ajustado robusta a diversas especificações. Um aumento de risco gera uma redução no retorno ajustado previsto pelo modelo empírico. Além disso, mostramos que retorno é muito mais útil para explicar fluxos na base de dados do que retorno ajustado por risco. A nossa interpretação desses fatos é que gestores menos habilidosos têm incentivos a aumentar risco para se passarem por hábeis, visto que investidores não parecem prestar muita atenção a medidas de risco. O objetivo dessa seção é apresentar um modelo teórico que gera os principais resultados debatidos neste trabalho. Impondo que investidores não conseguem observar o risco, mostra-se que o o retorno ajustado por risco, em equilíbrio, fica abaixo do ótimo para o investidor.

O modelo:

Fundos: Há apenas dois tipos de fundos representativos na economia: o Bom (B) e o ruim (R). Ambos podem alcançar qualquer nível de retorno (r), desde que aumentem o risco (σ) suficientemente. Seja r_f a taxa de risco sem juros. As curvas de alocação de capital (CAC) de cada fundo são:

$$B: r = r_f + \sigma \times \alpha_B \quad R: r = r_f + \sigma \times \alpha_R$$



Dessa forma, ao aumentar o risco em uma unidade, o fundo B consegue um retorno α_B maior, enquanto fundo R consegue um retorno α_R , onde $\alpha_B > \alpha_R$.

Ambos os fundos maximizam retorno, mas são avessos ao risco. Logo, a função objetivo dos fundo i pode ser representada por $U_i = (f_i) * (c \times r^2 - d \times \sigma^2)$, onde f_i é uma taxa paga pelo investidor. Cada fundo maximiza sua função objetivo sujeito a (σ, r) estar sobre sua CAC e levando em conta como sua escolha afeta a taxa recebida f_i . Para evitar que os fundos escolham um nível de retorno infinito, adicionamos a condição de regularidade que $d > c\alpha_B^2$.

Investidores: Os investidores desejam o maior retorno ajustado por risco $((r - r_f) \div \sigma)$, eles gostariam de investir apenas no fundo B. Embora os investidores conheçam a função objetivo dos fundos, eles não conseguem observar o risco. Caso investidores consigam inferir com certeza qual é o fundo B, investem em B pagando uma taxa f_1 e em R pagando uma taxa $f_0 = 0$, visto que o fundo ruim é estritamente dominado nesse modelo. Caso não consigam identificar qual fundo é qual, pagam f_1 ao fundo com maior retorno e $f_0 = 0$ para o fundo com menor retorno. Caso ambos tenham o mesmo retorno, investem em ambos pagando f_1 . A idéia por trás dessa regra de decisão é que como sabem que é mais custoso para o fundo R aumentar seu retorno, investidores julgam mais provável que o fundo B seja aquele oferecendo o retorno mais alto.

Definição de equilíbrio: Equilíbrio de Nash em estratégias puras. Um equilíbrio de Nash é quando cada jogador está escolhendo uma estratégia ótima, dado a estratégia do outro jogador. Chamaremos de equilíbrio *pooling* quando os dois fundos escolherem o mesmo nível de retorno de forma que investidores não consigam diferenciá-los e de equilíbrio separador quando os níveis de retorno escolhido por cada fundo forem diferentes.

Solução: O equilíbrio é *pooling*

Prova:

Primeiramente, vamos encontrar a melhor combinação de risco retorno para o fundo B. Ele escolhe r que maximiza sua função objetivo desde que $f_B = f_1$. Se $f_B = f_0$, $U_B = 0$ e não há problema a ser solvido. Substituindo sua restrição na função objetivo, temos $U_B = (f_1) * (c \times r^2 - d \times \left(r - r_f / \alpha_B \right)^2)$. Derivando a função e

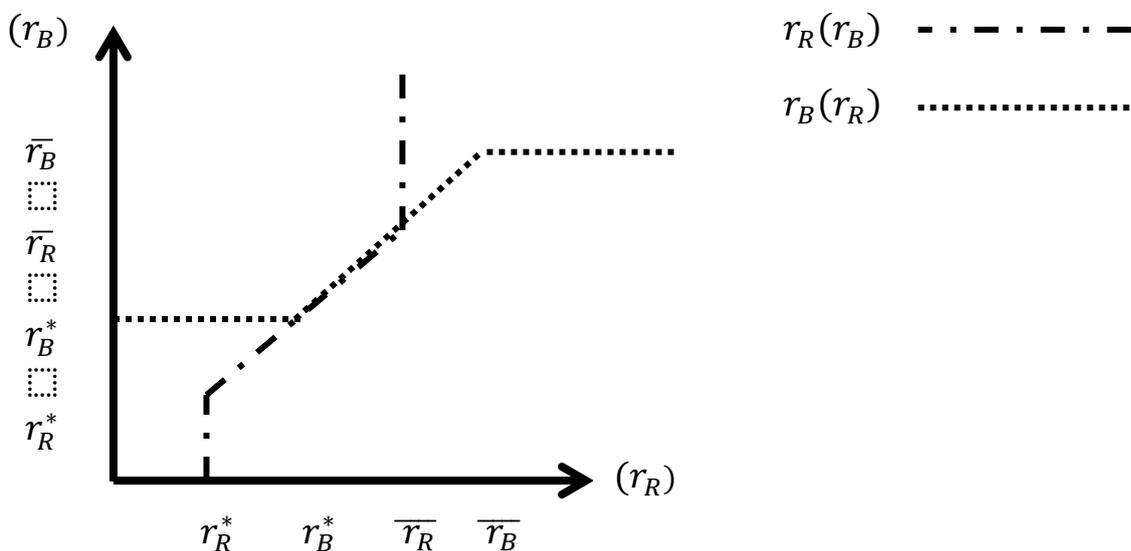
igualando a zero, encontramos a taxa de retorno ótima: $r_B^* = \frac{r_f}{d - cd\alpha_B^2}$. Analogamente, $r_R^* = \frac{r_f}{d - cd\alpha_R^2}$. Como $\alpha_B > \alpha_R$, $r_B^* > r_R^*$.

Além disso, é necessário que $U_i \geq 0 \forall i$, uma vez que os fundos podem escolher um retorno muito baixo e receber $f_i = f_0 = 0$. Como U_i é uma equação de segundo grau em r com ponto de máximo r_i^* , sabemos que U_i decresce para $r > r_i^*$. Usando a fórmula de Bhaskara, encontramos a maior raiz: $\bar{r}_i = \frac{r_f(d + \alpha_i\sqrt{cd})}{d - c\alpha_i^2}$. Portanto, temos que $r_i \in [r_f, \bar{r}_i]$. Uma vez delimitado os limites, podemos traçar as funções de reação de cada fundo, ou seja, a escolha ótima de um fundo para cada escolha do outro fundo.

$$r_B(r_R) = \begin{cases} r_B^* & \text{se } r_R \leq r_R^* \\ r_R & \text{se } r_R^* < r_R \leq \bar{r}_R \\ \bar{r}_B & \text{se } r_R > \bar{r}_R \end{cases}$$

$$r_R(r_B) = \begin{cases} r_R^* & \text{se } r_B \leq r_B^* \\ r_B & \text{se } r_B^* < r_B \leq \bar{r}_B \\ \bar{r}_R & \text{se } r_B > \bar{r}_B \end{cases}$$

As funções de reação acima são consequência de duas hipóteses: investidores pagam taxa $f_0 = 0$ para o fundo com menor retorno e dado que um fundo recebe f_1 , ele não possui incentivos para tentar tirar o outro do mercado. Desse modo, cada fundo escolhe seu retorno ótimo desde que o outro fundo tenha escolhido um retorno menor ou igual. Caso o fundo j tenha escolhido um retorno maior que r_i^* , o fundo i escolhe $r_i = r_j$ desde que $r_j U_i(r_j) \geq 0$. Graficamente:



A partir do gráfico acima, é simples encontrar a solução desse modelo. Todos os pontos em que as curvas de reação se cruzam são equilíbrio de Nash em estratégias puras. Afinal, um cruzamento das curvas de reação significa que cada fundo está escolhendo a estratégia ótima dado que o outro está fazendo. Essa é precisamente a definição de equilíbrio de Nash. Além disso, observa-se no gráfico acima que todos os pontos de interseção estão localizados na reta de 45° , ou seja, em equilíbrio os fundos escolhem o mesmo retorno: o equilíbrio é *pooling*. Portanto, qualquer ponto $r_R = r_B \in [r_B^*, \bar{r}_R]$ é solução desse modelo.

É fácil ver que não há equilíbrio separador desde que $r_B^* \leq \bar{r}_R$. Afinal, nesse modelo em que não há razão para os investidores escolherem o fundo R conscientemente, qualquer escolha de R que revele sua identidade não é equilíbrio, pois excluiria R do mercado. Por outro lado, uma forma simples de gerar um equilíbrio simples nesse modelo seria supor que investidores pagam $f_0 = 0$ caso não consigam identificar os fundos. Nesse caso, o equilíbrio seria $r_B = \bar{r}_R + \varepsilon$ para ε arbitrariamente pequeno, piorando a situação de ambos os fundos e melhorando a do investidor. Julgamos essa hipótese menos adequada, pois implica que na ausência de identificação perfeita, o mercado deixa de existir, o que nos parece demasiado forte.

Em suma, o objetivo dessa seção foi mostrar que um modelo bastante simples em que fundos pouco habilidosos tentam se passar por habilidosos consegue gerar uma relação negativa entre risco e retorno ajustado do mercado. Como ambos terão o mesmo retorno, as CACs diferentes implicam que R terá que tomar maior risco para alcançar esse nível de retorno. Dessa forma, o retorno ajustado por risco da indústria (α) se torna uma combinação de α_R e α_B , o que é subótimo para o investidor. Com informação perfeita, todos escolhem o fundo B de modo que $\alpha = \alpha_B$. Logo, há um argumento teórico forte para que investidores passem a dar mais atenção a medidas de retorno ajustado por risco, pondo fim à dinâmica de incentivos exposta no modelo.

5 - Conclusão

O objetivo principal deste trabalho foi testar empiricamente a relação entre medidas de risco e retorno ajustado e entender as razões econômicas dos resultados. O resultado principal encontrado foi uma forte relação negativa entre risco e retorno ajustado para os fundos com retorno acima da taxa sem risco da economia. Argumentamos que esse resultado sobrevive a várias mudanças na estratégia de estimação e que não é fruto de um possível viés de sobrevivência. Encontramos também uma relação positiva entre risco e retorno ajustado para fundos com retorno abaixo da taxa sem risco, ainda que nos refreamos de destacar esse segundo resultado por não podermos nos assegurar que ele não é fruto do viés de sobrevivência.

A razão defendida por este trabalho para explicar os resultados é que há um problema de agência entre investidores e gestores de fundos que decorre do fato de investidores prestarem pouca atenção no risco implícito nas estratégias de um fundo. Desse modo, gestores menos habilidosos possuem incentivos a aumentar o risco de suas estratégias em busca de um maior retorno esperado bruto. Essa dinâmica de incentivos consegue explicar todos os resultados: há uma tendência a aumentar o risco para sugerir uma habilidade mais elevada quando o fundo está relativamente bem e uma tendência para reduzir o risco e evitar perdas maiores quando o retorno se encontra abaixo da taxa sem risco e há pouca chance de se passar por um gestor muito hábil. Como essa explicação depende fundamentalmente da miopia relativa dos investidores no que tange ao risco, mostramos empiricamente que retorno parece explicar muito melhor fluxos de novos investimento do que retorno ajustado.

Em seguida, construímos um modelo teórico muito estilizado baseado nessa dinâmica de incentivos. Desse modo, mostramos que ao incluir assimetria de informação quanto ao risco, modelos simples de teoria dos jogos já conseguem capturar nossa explicação. Contudo, apesar de julgarmos a mais plausível, ressaltamos que as inúmeras outras explicações podem ser coerentes com os resultados empíricos deste trabalho.

Uma forma de fortalecer o apelo da nossa explicação seria estimar se a relação negativa encontrada entre risco e retorno ajustado é menor para fundos de investimento em que os gestores são proprietários de uma parcela maior do patrimônio líquido. Afinal, como os gestores estariam tomando decisões que afetam seu patrimônio e não

apenas sua gratificação, eles teriam menos incentivos para mascarar habilidade e mais incentivos para conseguir o melhor retorno ajustado possível. Infelizmente, devido à legislação de sigilo bancário, não conseguimos obter acesso a quanto do patrimônio líquido pertence à equipe de gestão. Caso se consiga acesso a esses dados para fins de pesquisa, uma agenda promissora de pesquisa é testar empiricamente como as relações de risco e retorno ajustado diferem entre fundos com diferentes estruturas de propriedade.

Em suma, tendo em mente o crescimento e o tamanho do mercado de fundos investimentos no Brasil, é de grande importância entender como se dá o relacionamento entre gestor e investidor. Argumentamos neste trabalho que a relação negativa entre risco e retorno ajustado é fruto da tentativa de gestores menos hábeis mascararem sua habilidade, aproveitando-se de que é mais difícil para o investidor monitorar o risco implícito nas estratégias de investimentos. Uma implicação disso é que há potenciais benefícios do ponto de vista alocativo de aumentar a atenção dada às medidas de risco e de agências reguladoras como a CVM tornarem público qual parcela do patrimônio líquido de um fundo pertence à sua equipe de gestão.

Referências Bibliográficas

- [1] Berk, J.; Green, R. **Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets.** *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 112(6), p. 1269-1294, 2004.
- [2] Bodie, Z; Merton, R. **Finanças.** Edição (1ª). Porto Alegre: Bookman Editora, 2002.
- [3] Brown, S. et al. **Survivorship Bias in Performance Studies.** *The Review of Financial Studies*, Oxford, v. 5(4), p. 553-580, 1992.
- [4] Chevalier, J.; Ellison,G. **Are Some Mutual Fund Managers Better Than Others? Cross-Sectional Patterns in Behavior and Performance.** *The Journal of Political Economy, The Journal of Finance*, Hoboken, New Jersey, v. 54(3), p. 875-899, 1999.
- [5] Chevalier, J.; Ellison,G. **Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives.** *The Journal of Political Economy*, Chicago, v. 105(6), p. 1167-1200, 1997.
- [6] Chevalier, J.; Ellison,G. **Career Concern of Mutual Fund Managers.** *The Quaterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 114(2), p. 389-432, 1999.
- [7] Elton, E.; Gruber, M.; Blake, C. **Survivorship Bias and Mutual Fund Performance.** *The Review of Financial Studies*, Oxford, v.9(4), p. 1097-1120, 1996.
- [8] Elton, E.; Gruber, M.; Blake, C. **The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance.** *The Journal of Business*, Chicago, v.69(2), p. 133-157, 1996.
- [9] Fama, E.; French, K. **Common risk factor in the returns on stock and bonds.** *Journal of Financial Economics*, North-Holland, v. 33(1), p. 3-56, 1993.
- [10] Gibbons, R. **Game Theory for Applied Economists.** Edição (1ª). Princeton: Princeton University Press, 1992.
- [11] Hong, H; Sraer, D. **Speculative Betas**, 2011. Disponível em:
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1967462
- [12] Sharpe, W. **Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk.** *The Journal of Finance*, Hoboken, New Jersey, v. 19(3), p. 425-442, 1964.

[13] Spiegel, M.; Zhang, H. **Mutual Fund Risk and Market Share Adjusted Fund Flows**, *Journal of Financial Economics*, Rochester, v. 108(2), p. 506-528, 2013.