

MODELO CAPM CONDICIONAL: UM PANORAMA GERAL

CAPM CONDITIONAL MODEL: GENERAL OVERVIEW

Elmo Tambosi Filho

Pós-doutorando da Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas. Doutor em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina. Atualmente é professor titular da Universidade Metodista de São Paulo. Tem experiência na área de Administração, com ênfase em Administração de Empresas, e desenvolve trabalhos sobre mercado financeiro e CAPM condicional.

Rua do Sacramento, 230, bloco Capa, Rudge Ramos, São Bernardo do Campo, SP, CEP 09640-000

E-mail: elmotf@hotmail.com

Fabio Gallo Garcia

Doutor em Administração de Empresas pela Fundação Getúlio Vargas. Professor da Fundação Getúlio Vargas (SP) e da Pontifícia Universidade Católica de São Paulo. Tem experiência na área de Administração, com ênfase em Administração Financeira, e desenvolve trabalhos sobre assimetria informacional, finanças internacionais e gestão de passivos.

Avenida 9 de Julho, 2029, 10º andar, Bela Vista, São Paulo, SP, CEP 01313-902

E-mail: FGallo@fgvsp.br

Resumo

Apesar das críticas, o aprimoramento do CAPM estático, dando origem a novos modelos condicionais, traz maior segurança para o investidor ao longo do ciclo de negócios. O CAPM e suas versões estáticas foram e são de grande importância em finanças. Nos dias de hoje, encontramos adaptações mais complexas do modelo CAPM, as quais nos permitem ter respostas sobre questões em finanças que por muito tempo permaneceram não solucionadas. Diante desse panorama e considerando toda essa grande discussão acerca da validade do CAPM, este artigo procura apresentar o modelo condicional. Para alcançar tal objetivo, estudar-se-ão os testes dos modelos condicionais (beta variando ao longo do tempo). Esses testes são convenientes para incorporar variâncias e co-variâncias que se alteram ao longo do tempo. Entre os testes dos modelos condicionais, destacamos o de Jagannathan e Wang (1996).

Palavras-chave: CAPM condicional; Validade; Títulos do Tesouro; CAPM estatístico; Variância condicional.

Abstract

Despite all the criticism, the improvement of the static CAPM, which has generated new dynamic models, provided investors with stronger guarantee through financial transactions. The CAPM and its static version were and are still very important in the financial scene. Nowadays, more sophisticated adaptations of the CAPM are found, which allow us to explain some matters in finance that had remained unqualified for a couple of time. Considering such discussion about the CAPM validity, this study intends creates a basis for reflection upon the conditional model comparing it with the static one. In order to verify such facts, tests of conditional models are examined (with beta varying throughout the exercise), something uncommonly studied in the literature. Such tests are suitable to incorporate variances and covariances that change throughout the time. Methodological wise, the study tested the conditional CAPM model by Jagannathan and Wang (1996).

Keywords: Conditional CAPM; Validity; Treasury Bill; Static CAPM; Conditional variance.

1 INTRODUÇÃO

Neste artigo são apresentadas cinco seções que discutem os seguintes aspectos: na seção 1, a introdução do trabalho. A seção 2 mostra os aspectos gerais do CAPM estático de Sharpe, Lintner (1965), Black, Mossin (1966) e Treynor. A seção 3 apresenta os testes econométricos. Já a seção 4 traz algumas informações adicionais. E, finalmente, a seção 5 apresenta as conclusões e recomendações.

A literatura recente tem se concentrado nos estudos dos modelos CAPM com o beta variando no tempo. Esses modelos são conhecidos como versões condicionais do CAPM. Esse modelo condicional é uma forma conveniente para incorporar variâncias e co-variâncias que se modificam ao longo do tempo, o que empiricamente verificamos em séries temporais, em finanças. A seguir, verificamos o CAPM condicional representado na seguinte equação:

$$E[R_{it}|I_{t-1}] = \gamma_{0t-1} + \gamma_{1t-1}\beta_{it-1} \quad (1.0)$$

onde I_{t-1} é o nível de informação dos investidores no final do período $t-1$ e β_{it-1} é o beta condicional do ativo i no período $t-1$ definido como:

$$\beta_{it-1} = \text{Cov}(R_{it}, R_{mt} | I_{t-1}) / \text{Var}(R_{mt} | I_{t-1}) \quad (1.1)$$

γ_{0t-1} é o retorno esperado condicional sobre o portfólio com beta igual a zero, γ_{1t-1} é o prêmio do risco de mercado condicional. Jagannathan e Wang (1996) utilizam essa equação para explicar a variação *cross-sectional* do retorno esperado condicional em diferentes ativos.

Ao analisar o CAPM estático de forma pragmática, a maioria dos artigos, no entanto, concorda que o modelo não é “literalmente” verdadeiro. Confirmando essa idéia, Roll (1977) relata uma observação na qual o portfólio de mercado não é observável. Mostra, ainda, a possibilidade de que o *value-weighted index* seja uma *proxy* pobre para a riqueza agregada do portfólio, sendo, assim, a razão para a *performance* insatisfatória do CAPM nos estudos empíricos. Stambaugh (1982) também evidencia que os testes sobre o CAPM são pouco sensíveis em relação à aproximação que se faz para a carteira de mercado.

A especificação do modelo obtida num cenário estático só teria valor intertemporal admitindo-se fortes premissas. Entretanto, como nenhuma teoria representa exatamente a realidade, o CAPM continua sendo aceito como *benchmark* quando validado empiricamente.

2

ASPECTOS GERAIS DO CAPM ESTÁTICO DE SHARPE, LINTNER, BLACK, MOSSIN E TREYNOR

O modelo CAPM estático de Sharpe, Lintner, Black, Mossin e Treynor mostra que R_i denota o retorno do ativo i e R_m o retorno do portfólio de mercado de todos os ativos negociáveis da economia. A versão de Black (1972) do CAPM prescinde de uma taxa livre de risco e supõe que a taxa de emprestar é diferente da taxa de tomar emprestado. O valor esperado do retorno do ativo que tem covariância zero com o portfólio de mercado é tratado como não-observável e será um dos parâmetros a ser estimado. O modelo de Black é definido como:

$$E[R_i] = E(R_z) + [E(R_m) - E(R_z)]\beta_i \quad (2.0)$$

onde $E(R_z)$ é o retorno do ativo com beta zero.

Já Fama e French (1992) examinaram empiricamente a versão do CAPM anteriormente descrito e encontraram o valor estimado de γ_1 próximo de zero. Identificaram ainda a fraca relação entre o retorno médio e o beta, como uma forte evidência contra o CAPM.

Como visto anteriormente, uma das hipóteses do CAPM é que ele supõe a análise de um único período. Entretanto, o mundo real é dinâmico e os retornos esperados e os betas variam no tempo. Quando os retornos esperados e os betas não variam em muitos períodos, a relação entre o retorno esperado e o beta provavelmente será fraca (CAPM estático).

Jagannathan e Wang (1996) sugeriram que, em uma economia hipotética, os econometristas consideram somente duas ações em que existem apenas

duas datas de vencimento. Os betas da primeira ação são 0,5 e 1,25 (0,875 equivalente à média dos betas), analogamente para a primeira e segunda datas, respectivamente. Os betas correspondentes à segunda ação são 1,5 e 0,75 (1,125 equivalente à média dos betas). Os autores ainda consideram que o prêmio do risco esperado é 10% na primeira data de vencimento e 20% na segunda. Então, se o CAPM é válido em cada período, o prêmio de risco esperado da primeira ação será 5% na primeira data de vencimento e 25% na segunda. O prêmio de risco esperado na segunda ação será de 15% em ambas as datas de vencimento. Portanto, os econométricos que ignoram o fato de os betas e os prêmios de riscos variarem no tempo concluirão erroneamente que o CAPM não é satisfatório, uma vez que as duas ações ganham um prêmio de risco de 15% e seus betas médios diferem.

Vários estudos empíricos sobre os modelos de precificação reportados na literatura mostram uma variação estatística significativa dos betas no tempo. Mandelker (1974) examina, em alguns estudos empíricos, a reação dos preços nos mercados de ações determinada por acontecimentos históricos que afetaram o mercado financeiro e, como consequência, a literatura financeira. Tais estudos foram, mais tarde, importantes e permitiram a análise das variações do beta no tempo.

Segundo Chan et al. (1985), Chen et al. (1986), Shanken e Weinstein (1990), Hansen e Singleton (1982) e Connor e Korajczyk (1988), implementações empíricas desses modelos estáticos têm falhado muito em relação ao poder de explicação.

Fama e French (1993), por meio de testes multivariáveis, encontram duas variáveis que explicam a maior parte das variações de *cross-section* dos retornos médios: o índice valor contábil e o valor de mercado têm uma relação positiva com os retornos das ações, enquanto a variável tamanho tem uma relação negativa bastante significativa. Esses resultados sugerem que o risco tem características multidimensionais.

Os testes da versão estática do CAPM vista em Black et al. (1972) e Fama e MacBeth (1973) assumem que os retornos esperados são constantes, que o portfólio de mercado é observável e que os betas dos ativos são estacionários em períodos fixos. Testes *cross-sectional* são realizados por meio de regressões dos retornos esperados não-condicionais e betas também não-condicionais. Por meio desses testes do CAPM estático, foi possível observar que, quando os retornos esperados são constantes, a relação entre o beta e o retorno não explica satisfatoriamente a variação *cross-sectional* média dos retornos.

Já os modelos de precificação de ativos em nível condicional (CAPM condicional) permitem que os retornos esperados variem através do tempo. No entanto, todos esses estudos assumem que as co-variâncias condicionais são constantes.

3

TESTES ECONOMÉTRICOS

Jagannathan e Wang (1996) definem que o *Premium Labor Model* serve como base de seu estudo empírico. Existem vários caminhos para examinar se os dados são consistentes com o modelo PL. De acordo com esse modelo, o retorno esperado estático do ativo é somente uma função linear dos três betas. Um teste de especificação que poderia ser feito seria examinar se alguma outra variável tem a capacidade de explicar o *cross-section* do retorno médio não explicado pelos três betas do modelo.

Pode-se investigar, como Jagannathan e Wang (1996) fizeram, a existência do efeito tamanho nos resíduos do modelo PL. Define-se como tamanho de mercado o logaritmo do valor de mercado do ativo. Assim, $\log(ME_i)$ denota a média da série temporal para o tamanho do ativo i . Examina-se a possibilidade de algum efeito do tamanho, incluindo-se $\log(ME_i)$ no modelo PL:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{size} \log(ME_i) + c_{vw} \beta_i^{vw} + c_{prem} \beta_i^{prem} + c_{labor} \beta_i^{labor} \quad (3.0)$$

Se o modelo PL é satisfatório, então o coeficiente c_{size} deverá ser zero e não existirá o efeito tamanho no resíduo.

O modelo não-condicional ou estático da equação (3.0) pode ser satisfatoriamente estimado pela regressão *cross-sectional*, que é o método proposto por Black et al. (1972) e Fama e MacBeth (1973).

Para comparar a *performance* de diferentes especificações empíricas, usa-se o R^2 da regressão *cross-sectional* que mostra a fração da variação do retorno médio *cross-sectional*, que pode ser explicado pelo modelo. Examina-se também se c_{vw} , c_{prem} , c_{labor} e c_{size} são diferentes de zero depois da estimação dos erros.

Uma avaliação dessas especificações pode ser feita com o método generalizado dos momentos. Seguindo esse propósito, algumas restrições impostas ao modelo PL devem ser consideradas. De acordo com Dybvig e Ingersoll (1982)

as definições de β_i^{vw} , β_i^{labor} e β_i^{prem} podem ser substituídas no modelo PL, e, rearranjando as variáveis, obtém-se a seguinte equação:

$$E[R_{it} \left[\left(\delta_0 + \delta_{vw} R_t^{vw} + \delta_{prem} R_{t-1}^{prem} + \delta_{labor} R_t^{labor} \right) \right)] = 1 \quad (3.1)$$

onde δ_0 , δ_{vw} , δ_{prem} e δ_{labor} são constantes do modelo.

Segundo Jagannathan e Wang (1996) e Ross (1976), desde que o mercado financeiro satisfaça a lei do preço único, vão existir pelo menos algumas variáveis d_t , tal que:

$$E[R_{it} d_t] = 1, \quad (3.2)$$

onde d_t é denominado fator de desconto estocástico e é dado por:

$$d_t(\delta) = \delta_0 + \delta_{vw} R_t^{vw} + \delta_{prem} R_{t-1}^{prem} + \delta_{labor} R_t^{labor}, \quad (3.3)$$

que depende dos parâmetros δ (δ_0 , δ_{vw} , δ_{prem} , δ_{labor}).

Supondo que existam N ativos usados no teste econométrico e com a presença de um vetor N-dimensional, é correto especificar, no modelo PL, o N-erros de precificação dimensional, $E[w_t(\delta)]$, que deverá ser zero.

4

INFORMAÇÕES ADICIONAIS

O modelo condicional desenvolvido por Jagannathan e Wang (1996) se assemelha ao modelo multifator desenvolvido por Chen et al. (1986). A dúvida natural que surge é se o fator de defasagem do prêmio e o fator de crescimento do capital humano usados nas especificações do modelo de Jagannathan e Wang (1996) são *proxies* satisfatórias para fatores macroeconômicos identificados por Chen et al. (1986).

Jagannathan e Wang (1996) mostram que as características do mercado são geralmente usadas para detectar a não-especificação dos erros. Se o mo-

delo de precificação do beta linear é correto, outras variáveis associadas às características do mercado adicionadas ao modelo não deveriam explicar a variação *cross-sectional* do retorno esperado. Nesse caso, os valores das estatísticas *t* dessas variáveis deveriam ser insignificantes. Portanto, os valores *t* significantes são vistos como fator de rejeição do modelo PL. Comumente, utiliza-se como característica o tamanho de mercado que é definido como o log de capitalização do mercado. Quando o modelo de precificação do beta linear é satisfatório, os valores *t* convergem para uma distribuição normal com variância finita.

De qualquer modo, quando os fatores ou modelos não são especificados, visualiza-se que os valores *t*, associados com as características do mercado, geralmente convergem para probabilidades infinitas.

Banz e Rolf (1981) foi o primeiro a usar o tamanho do mercado para examinar o CAPM. Evidencia em seu estudo que o efeito tamanho não é linear com a proporção do mercado (ou do log da proporção do mercado). O efeito não é estável através do tempo. O efeito tamanho existe, mas não é claramente explicada a razão de sua existência. Entretanto, permanece a dúvida se o tamanho do mercado pode ser visualizado em uma *proxy* satisfatória.

Para Basu (1983) a relação entre o excesso de retorno e o tamanho do mercado pode ser considerada linear em relação ao log do tamanho da capitalização do mercado. A transformação é importante porque a curtose da distribuição do tamanho do mercado mostra que os excessos de retornos atribuídos ao tamanho não são constantes através do tempo. Mostra também que diferentes metodologias de estimação podem gerar diferentes conclusões sobre o efeito tamanho.

Chan et al. (1985) constatam que os altos retornos médios em mercados pequenos são compensados pelo alto risco que é mais significativo, uma vez que, nessa análise, o risco é a co-variância do retorno do portfólio com o prêmio de risco. A incapacidade do beta de mercado de capturar esses riscos leva à análise do efeito tamanho no modelo multifator. O modelo de precificação resultante explica a maior parte do efeito tamanho.

Para explicar com maior clareza o efeito tamanho, Jagannathan e Wang (1996) incluíram, adicionalmente ao índice da riqueza de mercado, outros quatro fatores. O primeiro, UTS_t , é o retorno mensal do *spread* entre os títulos do tesouro de longo prazo do governo norte-americano e os títulos de curto prazo (*Treasury Bill*). O segundo, UPR_t , é o retorno do *spread* entre os papéis de longo prazo de empresas norte-americanas e os papéis do governo

americano também de longo prazo. A terceira, MP_t , é a taxa de crescimento da produção industrial mensal nos Estados Unidos; e a quarta, UI_t , corresponde às variações na taxa de inflação, de acordo com os seguintes modelos:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{vw}\beta_i^{vw} + c_{UTS}\beta_i^{UTS} + c_{UPR}\beta_i^{UPR} + c_{MP}\beta_i^{MP} + c_{UI}\beta_i^{UI} \quad (4.0)$$

$$\begin{aligned} E[R_{it}] &= c_0 + c_{vw}\beta_i^{vw} + c_{prem}\beta_i^{prem} + c_{labor}\beta_i^{labor} + \\ &= +c_{UTS}\beta_i^{UTS} + c_{UPR}\beta_i^{UPR} + c_{MP}\beta_i^{MP} + c_{UI}\beta_i^{UI} \end{aligned} \quad (4.1)$$

onde todos os betas são calculados da mesma maneira, tal como em β_i^{vw} .

Já Fama e French (1993) examinaram a relação do beta com o tamanho do mercado e, para isso, introduziram duas variáveis, *Small Minus Big* (SMB_t) e *High Minus Low* (HML_t), com o objetivo de capturar os riscos relacionados com o tamanho do mercado e, com isso, explicar melhor a variação *cross-sectional* do retorno esperado.

Embora Berk (1995) mostre que o log do tamanho do mercado deva ser correlacionado com os retornos esperados *cross-sectional*, tal fato não implica necessariamente que essa correlação possa ser capturada pelo modelo.

Jagannathan e Wang (1996), portanto, examinam se os dois fatores, que Fama e French (1993) identificaram, estão associados com o retorno do capital humano e a instabilidade do beta de seu modelo PL. Com esse objetivo, consideram os seguintes modelos:

$$E[R_{it}] = c_0 + c_{vw}\beta_i^{vw} + c_{SMB}\beta_i^{SMB} + c_{HML}\beta_i^{HML} \quad (4.2)$$

$$\begin{aligned} E[R_{it}] &= c_0 + c_{vw}\beta_i^{vw} + c_{prem}\beta_i^{prem} + c_{labor}\beta_i^{labor} + \\ &= +c_{SMB}\beta_i^{SMB} + c_{HML}\beta_i^{HML} \end{aligned} \quad (4.3)$$

onde todos os betas são calculados da mesma maneira, tal como em β_i^{vw} .

Com base nessas suposições, verifica-se que o suporte empírico das especificações do CAPM condicional é relativamente forte. Quando os betas e os retornos esperados levam em conta longos períodos de tempo e assumem que

o CAPM é satisfatório período por período, o efeito do tamanho e as rejeições estatísticas das especificações do modelo se tornam muito fracos.

Quando a *proxy* para o retorno do capital humano é também incluída na medida do retorno da riqueza agregada, os erros de precificação do modelo não são significantes em nível convencional; além disso, o efeito tamanho não apresenta nenhuma significância estatística.

5

CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Embora o modelo condicional tenha uma *performance* substancialmente melhor do que o modelo estático, recomendam-se cuidados na interpretação dos resultados do CAPM condicional pelas seguintes razões:

- O modelo apresentado de betas variando no tempo é ainda um tanto simples. No mundo dinâmico, investidores podem realizar *hedge* contra a variedade de riscos que não existem na economia estática.
- A análise do CAPM condicional é fundamental, pois a especificação do CAPM não-condicional pode levar a falsas conclusões em relação à validade do modelo. Alguns artigos mostram que o CAPM condicional não é válido quando estamos analisando períodos de tempo muito longos.
- Os eventos determinísticos ocorrem com frequência mensal e anual. Espera-se que esses eventos influenciem o comportamento dos modelos de precificação de ativos naqueles períodos. Para eventos que estão fora da ação dos modelos de precificação de ativos semelhantes ao CAPM, uma das estratégias deveria ser a de estudar a *performance* de modelos usando dados anuais para um longo período de tempo, como os estabelecidos por Jagannathan e Wang (1996) e Kothari et al. (1995).

Referências

BANSAL, Ravi. S. Viswanayhan. No arbitrage pricing: A new approach. *Journal of Finance*, v. 48, p. 1231-1262, 1990.

BANZ, Rolf W. The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, v. 9, p. 3-18, 1981.

BASU, Sanjoy. The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: further evidence. *Journal of Financial Economics*, v. 12, p. 51-74, 1983.

BERK, Jonathan B. A critique of size-related anomalies. *Review of Financial Studies*, v. 8, p. 275-286, 1995.

BLACK, Fischer. Capital market equilibrium with restricted borrowing. *Journal of Business*, v. 45, p. 444-455, 1972.

BLACK, Fischer, JENSEN, Michael C.; SCHOLES, Myron. The capital asset pricing model: some empirical tests. In: Michael Jensen, *Studies in the Theory of Capital Markets*, p. 79-121, 1972.

BREEN, William J.; GLOSTEN, Larry R.; JAGANNATHAN, Ravi. Economic significance of predictable variations in stock index returns. *Journal of Finance*, v. 44, p. 1177-1190, 1989.

CHAN, Kay C.; CHEN, Nai-Fu; HSIEH, David A. An exploratory investigation of the firm size effect. *Journal of Financial Economics*, v. 14, p. 451-471, 1985.

CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, v. 59, p. 383-404, 1986.

CONNOR, Gregory; KORAJCZYK, Robert A. Risk and return in a equilibrium APT: application of a new test methodology. *Journal of Financial Economics*, v. 21, p. 255-289, 1988.

DYBVIIG, Kelvin; INGERSOLL JUNIOR, Jonathan. E. Mean-variance theory in capital markets. *Journal of Business*, v. 55, p. 233-251, 1982.

FAMA, Eugene F. Efficient capital markets. *Journal of Finance*, v. 25, p. 383-417, 1970.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Business conditions and the expected returns on bonds and stocks. *Journal of Financial Economics*, v. 25, p. 23-50, 1989.

_____. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, v. 47, p. 427-466, 1992.

_____. Common risk factors in the returns on bonds and stocks. *Journal of Financial Economics*, v. 33, p. 3-56, 1993.

FAMA, Eugene F.; MACBETH, James D. Risk, return and equilibrium. Empirical tests. *Journal of Political Economy*, v. 81, p. 607-636, 1973.

HANSEN, Lars Peter; SINGLETON, Kenneth. Generalized instrumental variables estimation in nonlinear rational expectations models. *Econometrica*, v. 50, p. 1269-1286, 1982.

JAGANNATHAN, Ravi; WANG, Zhenyeu. The CAPM is alive and well. *Staff report 165, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 1993.

_____. The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *Journal of Finance*, v. 51, Issue 1, p. 3-53, March 1996.

KOTHARI, SHY. P.; SHANKEN, Jay; SLOAN, Richard G. Another look at the cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, v. 50, p. 185-224, March 1995.

LINTNER, John. The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolio and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, v. 47, p. 13-37, 1965.

MANDELKER, Gershon. Risk and return: the case of merging firms. *Journal of Financial Economics*, v. 4, p. 303-335, 1974.

MERTON, Robert C. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, v. 41, p. 867-887, 1973.

_____. On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation. *Journal of Financial Economics*, v. 8, p. 323-361, 1980.

MOSSIN, Jan. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, Oct. 1966.

ROLL, Richard. A critique of the asset pricing theory's tests. *Journal of Financial Economics*, v. 4, p. 129-176, 1977.

ROSS, Stephen. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, v. 13, p. 341-360, 1976.

SCHOLES, Myron; WILLIAMS, Joan. Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, v. 5, p. 309-328, 1977.

SHANKEN, Jay; WEINSTEIN, Mark. Macroeconomic variables and asset pricing: estimation and tests. *Technical report, Simon School of Business Administration*, University of Rochester, 1990.

SHARPE, William F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, v. 19, p. 425-442, 1964.

STAMBAUGH, Robert F. On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model: a sensitivity analysis. *Journal of Financial Economics*, v. 10, p. 237-268, 1982.

TREYNOR, Jack. How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review*, v. 43, p. 63-75, Jan./Feb. 1965.