CAPITAL STRUCTURE DETERMINANTS. THE IBERIAN PENINSULA CASE

Lígia Catarina Marques Febra

ABSTRACT

A brief review of financial literature on corporate capital structure theories and an investigation of capital structure choice determinants for Portuguese and Spanish public firms is presented in this paper.

The data set are collected from WorldScope Database and comprise 180 firms (52 Portuguese firms and 128 Spanish firms) for a period of 11 years - between 1992 to 2003. A two-step multivariate process is used in order to identify the capital structure determinants of those firms. In the first step we used exploratory factor analysis to measure attributes to explain the variation in leverage ratios across firms. In the second step, the relationship between several ratios of leverage and the attributes obtained is estimated using regression analysis.

Results suggest that capital structure choice is influenced by firm size. Non-debt tax shield was identified as a negative impact on total debt.

KEY WORDS: Capital Structure, Financing

1.INTRODUÇÃO

Para promover e manter o crescimento económico de um país é indispensável a existência de recursos disponíveis para financiar a formação e a reposição do capital. Uma das problemáticas que se coloca às empresas é saber se estas devem fazer face às suas necessidades financeiras através de capitais próprios ou capitais alheios. Ambas as formas de financiamento têm custos e benefícios. O problema consiste em encontrar uma estrutura de capital que estabeleça para cada empresa um equilíbrio aceitável entre a rendibilidade e o risco. Esta problemática é uma questão bastante antiga e amplamente estudada por diversos autores, nomeadamente por

Modigliani e Miller [1958], Miller [1977] Myers [1984], entre muitos outros.

Segundo um estudo elaborado por Mello [1994], a principal fonte de financiamento das empresas na maioria dos países³⁴ (incluindo Portugal) são os lucros retidos, seguidos dos créditos bancários. Nesse estudo é evidenciada a reduzida contribuição do mercado de acções para o financiamento do sector empresarial não financeiro em todos os países. Contudo, Röel [1996], refere que um dos principais contrastes entre os sistemas financeiros das

-

³⁴ Os países que fizeram parte deste estudo foram a Espanha, a Itália, a França, o Canadá, o Japão, os Estados Unidos da América, a Suécia, a Finlândia e Portugal.

economias desenvolvidas é a diferença de propensão por parte das empresas para utilizar como meio de financiamento o mercado de capitais. Nesse sentido, o objectivo do presente estudo é analisar os factores potencialmente determinantes da estrutura de capital das empresas cotadas nos dois países da Península Ibérica (Espanha e Portugal).

O trabalho está estruturado em seis partes. Após a introdução, efectua-se uma breve revisão da literatura acerca das teorias da estrutura de capital das empresas. Na terceira e quarta parte define-se a metodologia aplicada e a apresentação da amostra, respectivamente. A apresentação e análise dos resultados são efectuadas na quinta parte. Na última parte sintetizam-se as principais conclusões do trabalho e indicam-se pistas para investigação futura.

2. BREVE REVISÃO DA LITERATURA

A teoria moderna da estrutura de capital teve a sua origem no estudo de Modiagliani e Miller [1958] em que os referidos autores demonstraram que perante mercados perfeitos³⁵, expectativas homogéneas por parte dos investidores e se as empresas tiverem idêntico risco e crescimento nulo, a estrutura de capital é irrelevante. Em termos gerais, os autores advogavam que: o custo de capital próprio é crescente com o endividamento da empresa; o custo dos capitais alheios é constante; e que o custo médio ponderado do capital se mantém constante independentemente da estrutura de capital (sendo o custo médio ponderado de capital constante o valor da empresa não depende da estrutura de capital). Mais tarde, em 1963, os mesmos autores analisaram a problemática da estrutura de capital mas introduzindo um factor novo - a tributação dos rendimentos colectivos. A ideia que resulta do último estudo referido é a de que pelo facto de os juros serem um custo aceite para efeitos fiscais o custo de capital alheio é menor e consequentemente o aumento do endividamento conduz a um maior valor da empresa. Tendo em atenção a teoria de Modigliani e Miller [1963] seria de esperar que o ponto óptimo da estrutura de capital, isto é, a estrutura de capital que maximiza o valor da empresa, fosse atingido quando a empresa se financia na totalidade por capitais alheios (algo que na realidade nunca se verifica).

Brealey e Myers [1998] referem que quando, para além da tributação das pessoas colectivas, se inclui a tributação das pessoas singulares o objectivo da empresa já não é minimizar a sua carga fiscal mas sim minimizar todos os impostos que resultam dos resultados da empresa. Miller [1977] estudou esta problemática e argumentou que a utilização dos capitais próprios ou alheios depende do mercado, tendendo este para o equilíbrio. Em equilíbrio a vantagem fiscal que as empresas retiram do endividamento é absorvida pela tributação sobre o rendimento das pessoas singulares, tornando irrelevante a política de endividamento (conclusão consistente com a teoria de Modigliani e Miller [1958]). O estudo de Miller [1977] foi criticado por diversos autores, em particular DeAngelo e Masulis [1980], Modligliani [1982] e Kim [1982].

A teoria do *trade off* defende que existe uma estrutura de capital óptima, sendo o ponto óptimo de endividamento, como referido por Brealey e Myers [1998], o ponto no qual o valor actual da poupança fiscal que resulta de um acréscimo de endividamento é exactamente compensado pelo o aumento do valor actual dos custos e falência³⁶. Como citado por Coelho *et al.* [2004], as primeiras referências da teoria do *trade off* são feitas nos trabalhos de Lintzenberger [1973], Scott [1977] e Kim [1978].

³⁵ Os pressupostos de mercado perfeito são, de acordo com Neves [2004]: "numeroso número de compradores e vendedores; inexistência de impostos; inexistência de custos de transacção; inexistência de controlos; activos divisíveis ao infinito e perfeitamente negociáveis; informação perfeita, instantânea e gratuita para todos os agentes de mercado; todos os investidores maximizam a utilidade da sua riqueza e são racionais e taxa das operacões activas iguais às das operacões passivas".

36 Custos legais, administrativos e custos indirectos

De acordo com Harris Raviv [1991] a estrutura de capital é determinada em função dos custos de agência. Os mesmos autores referem que de acordo com Jensen e Meckling [1976], existem dois tipos de conflitos de interesse, os conflitos entre gestores e accionistas e os conflitos entre accionistas. No primeiro caso os conflitos surgem porque por vezes os gestores não representam de forma adequada os interesses dos accionistas utilizando os recursos para proveito próprio e não para proveito dos accionistas. Harris Raviv [1991] refere que a utilização de endividamento é uma forma de atenuar este tipo de custos. O segundo tipo de conflitos surge, de acordo com os mesmos autores, porque o contrato de empréstimo incentiva os accionistas a investir em condições sub - óptimas. Especificamente, se o investimento apresentar rendibilidades elevadas os accionistas obtêm a maior parte dos ganhos, pelo contrário, se o investimento não correr bem, são principalmente os obrigacionistas que suportam as consequências dado que a responsabilidade dos accionistas é limitada.

Existem duas abordagens dentro das teorias que explicam a estrutura de capital das empresas com base na assimetria de informação. De acordo com Harris Raviv [1991] e baseando-se nos estudos de Ross [1977] e Leland e Pyle [1977], uma das abordagens é a de que a escolha da estrutura de capital sinaliza informação para os investidores externos. Esta abordagem baseia-se na ideia de que as empresas recorrem à dívida para emitir para o mercado um sinal da sua elevada qualidade. A outra abordagem referida pelos autores, baseando-se nos estudos de Myers [1984] e Myers e Majluf [1984], é a de que a estrutura de capital é determinada com vista a reduzir ineficiências das decisões de investimento das empresas resultantes da assimetria de informação. Myers e Majluf [1984] mostram que se os investidores externos possuem menos informação, relativamente aos *insiders* da empresa, acerca do valor dos activos da empresa, o valor de mercado da empresa pode estar errado. Por esse motivo, se as empresas financiam novos projectos através da emissão de capital, a subavalorização das acções pode ser de tal forma que os novos investidores recebem mais que o valor actual líquido do novo projecto resultando dessa forma perdas para os actuais accionistas ou a rejeição de projectos com valor actual líquido positivo. Para evitar a rejeição desses projectos as empresas devem recorrer a financiamento via fundos internos e ou dívida que não envolva subvalorização - teoria de *pecking order* do financiamento.

Existem estudos que procuram explicar a ligação entre a estrutura de capital e o controlo da empresa. Harris Raviv [1991] refere que os primeiros modelos que exploram a questão das transacções de acções para efeitos de controlo da empresa e a estrutura de capital, centrando-se na questão dos direitos de voto, são os de Harris e Raviv [1988] e Stulz [1998]. Segundo estes autores, como referido por Harris Raviv [1991], o sucesso de cada operação de *takeover* depende não só da forma como os votos se encontram distribuídos mas principalmente da percentagem de capital detida pelos gestores da empresa. Dado que a percentagem de propriedade de capital por parte dos gestores é determinada em parte pela estrutura de capital, a estrutura de capital afecta o valor da empresa e probabilidade de *takeover*.

A literatura acerca da estrutura de capital é muito extensa, mas para não tornar este trabalho muito extensivo optou-se por apresentar apenas os principais estudos realizados.

3. METODOLOGIA

De acordo com Titman e Wessels [1988], a teoria sugere que as empresas seleccionam a estrutura de capital dependendo dos atributos que determinam os vários custos e benefícios associados às formas de financiamento. No entanto, esses atributos não são observáveis, como tal existem algumas limitações na utilização dos modelos tradicionais de regressão múltipla para a identificação de tais atributos. Segundo os mesmos autores essas limitações são, entre outras, a existência de várias *proxies* para medir cada atributo; a dificuldade de encontrar *proxies* para um atributo que não sejam correlacionadas com outros atributos a analisar; uma vez que as *proxies* são representações imperfeitas dos atributos, o seu uso nas regressões introduz erros. Com vista a resolver estas

limitações os autores utilizaram a análise factorial confirmatória para medir as variáveis não observáveis. Com base na ideia apresentada nos estudos de Titman e Wessels [1988] e Bhaduri [2002], neste estudo irá ser utilizada a técnica de análise factorial para medir os atributos que explicam a estrutura de capital, mas neste caso concreto como ainda não existe uma teoria definida sobre a estrutura de capital das empresas da Península Ibérica irá ser utilizada a análise factorial exploratória (tal como foi efectuado no estudo de Bhaduri) e não a análise factorial confirmatória (estudo de Titman e Wessels [1988]).

Após a identificação dos atributos (factores) estima-se uma regressão múltipla, em que as variáveis dependentes são medidas de endividamento e as explicativas são os atributos determinados (utilizando os *scores* obtidos através da análise factorial).

De seguida iremos proceder, com base na revisão da literatura, à identificação de potenciais atributos e definição das variáveis *proxies*. Após essa identificação procederemos à apresentação das medidas de endividamento e à especificação dos modelos e processos de estimação.

3.1. POTENCIAIS DETERMINANTES DA ESTRUTURA DE CAPITAL

A identificação dos potenciais determinantes da estrutura de capital e definição das variáveis *proxies* é feita com base na literatura sobre os determinantes da estrutura de capital.

1. Tangibilidade

Na literatura financeira é muitas vezes referido que o tipo de activos possuídos pela empresa pode afectar a escolha da estrutura de capital. De acordo com Banerjee [2000], é mais fácil para as entidades que financiam estabelecer o valor dos activos tangíveis do que dos intangíveis, isto porque habitualmente existe maior assimetria de informação acerca dos últimos do que dos primeiros. Segundo Myers e Majluf [1984], emitir dívida com garantias evita os custos de assimetria de informação e por esse motivo empresas com activos que podem ser utilizados como garantia estão mais predispostas a emitir dívida para retirar vantagem dessa oportunidade. Como referido na revisão da literatura, a dívida pode ser uma forma de diminuir os custos de agência que resultam dos conflitos de interesses entre os gestores e accionistas. Nesse sentido, e como referido por Titman e Wessels [1988], Grossman e Hart [1982] defendem que as empresas com activos cujo valor é mais difícil de estabelecer são mais vulneráveis a tais custos de agência dado que a monitorização é mais difícil de efectuar nesse tipo de empresas. Como as empresas podem utilizar a dívida como instrumento de monitorização, será de esperar que exista uma relação negativa entre o endividamento e os activos que podem ser facilmente avaliados. Como *proxies* da tangibilidade são utilizados dois rácios: o rácio entre os activos intangíveis e os activos totais (INT); e o rácio entre activos fixos mais existências sobre activos totais (AFS).

2. Crescimento esperado

De acordo com diversos estudos, em particular Titman e Wessels [1988], empresas com elevados crescimentos futuros deverão utilizar maior quantidade de capital (acções ou resultados retidos) para o seu financiamento para fazer face ao problema de sub - investimento referido por Myers e Majluf [1984]. Isto sugere uma relação negativa entre o endividamento e o crescimento esperado das empresas. Como *proxie* do crescimento esperado utilizou-se o mesmo indicador que foi utilizado no estudo de Coelho *et al.* [2004]: (activos totais – valor contabilístico do capital próprio +valor de mercado do capital próprio)/activos totais (CRESC).

3. Dimensão

Muitos autores argumentam que existe uma relação entre a dimensão das empresas e a escolha da estrutura de capital. Titman e Wessels [1988] referem que as empresas com maior dimensão são mais diversificadas e por

esse motivo têm menor probabilidade de falência. Por outro lado, como referido pelos mesmos autores, existem estudos que sugerem que os custos directos de falência são inversamente relacionados com a dimensão. Nesse sentido, espera-se uma relação positiva entre o endividamento e a dimensão das empresas. No entanto, e de acordo com o estudo de Rajan e Zingales [1995], dado que existe menos assimetria de informação acerca das grandes empresas, estas têm menos incentivos para se financiar via dívida, neste caso, espera-se uma relação negativa entre a dimensão e o endividamento. Como *proxies* da dimensão são utilizados dois indicadores: o logaritmo natural das vendas (DV) e o logaritmo natural dos activos totais (DA).

4. Rendibilidade

De acordo com Myers e Majluf [1984] as empresas preferem financiamento interno ao externo e quanto maior é a rendibilidade das empresas maior é a disponibilidade de capital interno. Nesse sentido será de esperar uma relação negativa entre o endividamento e a rendibilidade. No entanto, e como referido na revisão da literatura deste estudo, em presença de assimetria de informação as empresas de elevada qualidade (com maior rendibilidade) podem sinalizar essa qualidade através do aumento da dívida, o que sugere uma relação positiva entre a rendibilidade e a dívida. Tal como no estudo de Titman e Wessels [1988] foram utilizados dois rácios como *proxies* da rendibilidade: rácio entre o resultado operacional e o total dos activos (ROA); e o rácio entre o resultado operacional e as vendas (ROV).

5. Poupança fiscal não resultante da dívida

De acordo com Modigliani e Miller [1963] o principal incentivo para o endividamento é o benefício da poupança fiscal que resulta do facto de os juros serem custos aceites para efeitos fiscais. Como referido por Titman e Wessels [1988], DeAngelo e Masulis [1980] argumentam que a poupança fiscal não resultante da dívida é um substituto da poupança fiscal resultante do endividamento. Nesse sentido, empresas com elevada poupança fiscal não resultante da dívida têm provavelmente menor endividamento. A *proxies* utilizadas para medir a poupança fiscal não resultante da dívida é o rácio entre as amortizações e o resultado operacional (AMORT).

6. Dividendos

Considerando a teoria de sinalização dos dividendos, e como referido no estudo de Bhaduri [2002], se o pagamento de dividendos representa um sinal positivo da qualidade da empresa e por isso da sua maior capacidade de obter financiamentos via dívida, será de esperar uma relação positiva entre estes dois indicadores. Por outro lado, e de acordo com a teoria da agência, o pagamento de dividendos pode ser considerado como um instrumento substituto da dívida para atenuar os custos de agência, por isso, nesse caso seria de esperar uma relação negativa entre o pagamento de dividendos e o endividamento. A *proxie* utilizada para medir os dividendos foi o rácio entre os dividendos e o resultado operacional (DIV).

7. Flexibilidade financeira

De acordo com Coelho *et al.*[2004], baseando-se na teoria de *pecking order*, as empresas podem considerar útil manter uma certa "folga" financeira com vista a implementarem investimentos com valor actual líquido positivo sem emitir acções ou dívida e por isso os autores esperam uma relação negativa entre a flexibilidade financeira e o endividamento. Pelo contrário, e de acordo com os mesmos autores, baseando-se na teoria do *trade off* a flexibilidade financeira não deverá ter uma relação significativa com o endividamento. Tal como os autores referidos a *proxie* utilizada para medir a flexibilidade financeira foi o rácio entre caixa e equivalentes e os activos circulantes (FF).

8. Outros Indicadores

Existe um conjunto de outros determinantes da estrutura de capital referidos na literatura que devido à metodologia utilizada ou à limitação da informação disponível não serão testados, em particular, a especificidade dos activos, a idade das empresas, a volatilidade dos resultados, a classificação da indústria, entre outros.

3.2 MEDIDAS DE ENDIVIDAMENTO

A primeira questão que se coloca é a de se saber se devem ser utilizados valores contabilísticos ou valores de mercado para medir o endividamento. De acordo com o estudo de Bowman [1980], as medidas contabilísticas do endividamento não são significativamente distintas das medidas a valores de mercado. Por esse motivo e pela limitação da informação, o endividamento é medido a valores contabilísticos. Tal como no estudo de Bhaduri [2002], e para analisar a influência das várias variáveis apresentadas em diferentes tipos de dívida, foram utilizadas três medidas de endividamento: o rácio entre o total do endividamento e o total dos activos; o rácio entre o endividamento de longo prazo e o total dos activos e o rácio entre o endividamento de curto prazo e o total dos activos.

3.3 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO E PROCESSO DE ESTIMAÇÃO UTILIZANDO A ANÁLISE FACTORIAL EXPLORATÓRIA

De acordo com Sharma [1996], a análise factorial é uma técnica de análise exploratória de dados que tem por objectivo descobrir e analisar a estrutura de um conjunto de variáveis interrelacionadas de modo a construir uma escala de medida para factores que de alguma forma controlam as variáveis iniciais. A análise factorial usa as correlações estruturais que ligam os factores às variáveis. O objectivo primordial da análise factorial é atribuir um *score* a factores que não são directamente observáveis.

Especificação do modelo:

Modelo de base à análise factorial: $\mathbf{Z} = \mathbf{\Lambda}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\epsilon}$

Onde, \mathbb{Z} é um vector pxI das variáveis standardizadas proxies dos atributos, \mathbb{A} é a matriz pxm dos loadings dos factores, \mathbb{Z} é um vector mxI dos factores comuns não observáveis (atributos) e \mathbb{E} é um vector pxI dos factores específicos. Considerando p o número de variáveis proxies utilizadas e m o número de factores não observáveis.

Neste caso foram utilizados dados *standardizados* porque, e de acordo com Sharma [1996], as variáveis têm escalas diferentes.

Estimação dos factores:

A identificação dos factores é efectuada através de quatro fases sequenciais, a saber:

1. Na primeira fase procede-se à estimação da matriz de correlações entre as variáveis e testar a validade da aplicação da análise factorial. Para testar a validade da aplicação deste tipo de análise irão ser analisados três métodos, o teste de esfericidade de *Bartlett*, a análise do indicador de *Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)* e a análise da matriz anti-imagem. O teste de esfericidade de *Bartlett* consiste em testar a hipótese de a matriz de correlações ser uma matriz identidade com determinante igual a 1. Neste teste, a aplicação da análise factorial pressupõe que se rejeite a hipótese nula, isto é, que exista correlação entre as variáveis. O indicador *KMO* compara as correlações entre factores. Se o valor de *KMO* se situar próximo de um indica que é válida a aplicação da análise factorial, caso contrário não deverá ser aplicada a análise factorial. De acordo com Sharma [1996], os resultados obtidos para a estatística *KMO*, devem ser interpretados do seguinte modo:

Quadro 1 – Interpretação dos resultados do indicador *KMO*

КМО	Aplicação da análise factorial					
0,9 – 1	Muito boa					
0.8 - 0.9	Воа					
0,7-0,8	Média					
0,6-0,7	Razoável					
0,5-0,6	Má					
< 0,5	Inaceitável					

A matriz anti-imagem é uma medida da adequação amostral de cada variável para a aplicação da análise factorial, onde pequenos valores na diagonal levam a considerar a eliminação da variável.

- 2. A segunda fase consiste na extracção dos factores. De entre os vários métodos de extracção irá ser utilizado o das componentes principais. Nesta fase procederemos, também, à determinação do número dos factores necessários para representar adequadamente os dados originais, através do critério de Kaiser³⁷ (valor próprio superior a um).
- 3. De modo a que cada variável seja associada apenas a um factor e dessa forma seja mais fácil a interpretação, proceder-se-á à rotação dos factores38 através do método varimax³⁹.
- 4. A última fase tem como objectivo construir a matriz dos scores. Para a estimação dessa matriz irá ser utilizado o método de regressão.

3.4ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO E PROCESSO DE ESTIMAÇÃO

Como referido anteriormente após a obtenção dos *scores* dos factores estes irão ser utilizados juntamente com a variável *dummy* que define o país onde está situada a empresa como variáveis explicativas do endividamento.

Especificação do modelo:

³⁷ De acordo com Reis [1997], o critério de *Kaiser* consiste na exclusão das componentes cujos valores próprios sejam inferiores à média, isto é, menores que um se a análise for feita a partir de uma matriz de correlações.

³⁸ A rotação das componentes principais permite encontrar um novo conjunto de coeficientes de correlação das variáveis para cada componente. A proporção de variância explicada para cada uma das componentes mantém-se constante, apenas se distribui de modo diferente para que sejam maximizadas as diferencas entre as contribuições das variáveis.

³⁹ O método varimax consiste em fazer a rotação ortogonal dos eixos que medem os coeficientes de correlação entre cada variável e o factor.

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j F_j + \sum_{j=1}^{11} \gamma_j D_{i,t,j} + \varepsilon_{it}$$

Onde: y_{it} é a variável que mede o nível de endividamento da empresa i no ano t; F_j é o factor j obtido na análise factorial exploratória, $D_{i_0t,j}$ é uma variável dummy, igual a um se a empresa i no ano t pertence a Portugal e igual a zero no caso contrário; ε_{it} é o termo de erro aleatório combinado. Para medir o nível de endividamento foram utilizadas as três medidas anteriormente referidas.

Estimação do modelo

A estimação do modelo irá ser efectuada com recurso aos dados em painel (modelos com junção de dados temporais e seccionais), o que permitirá a utilização de um maior número de observações, aumentando o número de graus de liberdade. A utilização de dados referentes a diferentes indivíduos (empresas) reduz o risco de multicolinearidade entre as variáveis. No entanto, os dados em painel também apresentam algumas desvantagens como o enviesamento que resulta da heterogeneidade dos indivíduos e da selectividade dos indivíduos (estes podem não ser representativos da população total). Com o objectivo de averiguar se o tipo de empresa influência de facto a parte autónoma do modelo, irá, também, ser efectuada a estimação do modelo admitindo a existência de homogeneidade na parte autónoma.

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{n} \beta_j F_j + \sum_{j=1}^{11} \gamma_j D_{i,t,j} + \varepsilon_{it}$$

Posteriormente à estimação desta última equação para as diferentes variáveis dependentes, irá ser testado a hipótese de homogeneidade na parte autónoma e no declive entre as várias empresas contra a hipótese de heterogeneidade na parte autónoma, através do teste F^{40} . As hipóteses a testar são:

Ho:
$$\alpha_i = \alpha$$
, $\forall i = 1,...,N$

H1:
$$\alpha_i \neq \alpha_j$$
, $\forall i = 1,...,N$; $j = 1,...,N$; $i \neq j$

Com o objectivo de detectar a existência de heteroscedasticidade dos termos de erro (não verificação de uma das hipóteses clássicas, a homoscedasticidade) será efectuado o teste *White*⁴¹ com termos cruzados e não. A homoscedasticidade, significa que a variância do termo de erro é constante. Contudo a infraçção desta hipótese (heteroscedasticidade) é frequente nos modelos seccionais, dado que a inexistência de homogeneidade dos

that
$$F$$
 assume S equivalently value F assume F assume F assume F as F as

Onde: SQR_{hm} e SQR_{ht} são respectivamente, o somatório do quadrado dos resíduos resultantes da estimação do modelo considerando homogeneidade na parte autónoma; N é o número de empresas; NT é o número de observações e K é o número de variáveis explicativas contidas no modelo.

⁴⁰ A estatística *F* assume o seguinte valor e distribuição:

⁴¹ O teste *White* baseia-se no facto de que, perante heteroscedasticidade, o estimador da matriz de variâncias e covariâncias dos estimadores de mínimos quadrados é inadequado, determinando, assim, a perda de validade dos processos de inferência estatística que assentam na informação produzida com base nessas estimativas. O teste *White* efectua-se do seguinte modo:

¹⁾ estimar os resíduos do modelo inicial;

efectuar a estimação sobre o quadrado dos resíduos estimados no ponto 1) com as variáveis que se supõe estarem correlacionadas com o quadrado dos resíduos;

³⁾ calcular NR² (sendo N o número de observações e R² o coeficiente de determinação da regressão efectuada no ponto 2)

como NR² é uma variável aleatória que segue distribuição assimptótica $\chi^2(s)$, em que s é o número de regressores (excluindo a constante), a existência de homoscedasticidade é admitida quando o valor obtido em 3) for inferior ao valor crítico de $\chi^2(s)$, a um dado nível de significância.

indivíduos analisados, provoca variâncias do termo de erro diferentes. As observações referentes ao problema em estudo são seccionais, pelo que, não é de estranhar a existência de heteroscedasticidade. A presença de heteroscedasticidade não afecta a centricidade nem a consistência dos estimadores, contudo, implica a perda de validade da inferência estatística com base nestas estimativas. Todas as estimações que evidenciarem a presença de heteroscedasticidade serão corrigidas.

Irá ser efectuado também o teste de *Durbin Watson* (DW), para detectar autocorrelação de primeira ordem dos erros $(AR(1))^{42}$. A independência dos erros é mais uma das hipóteses assumidas no cálculo dos estimadores pelo método dos mínimos quadrados, dado que a correlação das variáveis aleatórias residuais determina a não eficiência dos estimadores (não são estimadores de variância mínima), afectando negativamente a qualidade da estimação e dos testes de inferência estatística. A independência dos erros significa que um acontecimento aleatório, num dado período não se reflecte nas observações seguintes. Sempre que foi detectada autocorrelação de 1ª ordem dos erros (quer positiva, quer negativa) ou o teste se revelou inconclusivo, as estimações foram corrigidas.

4. APRESENTAÇÃO DA AMOSTRA

A amostra é constituída por 745 observações referentes a 180 empresas cotadas nos mercados de capitais dos países da Península Ibérica (128 empresas de Espanha e 52 empresas de Portugal). A informação contabilística e financeira das empresas foi recolhida numa base de dados financeira internacional, a *WorldScope – Global Researcher*. As empresas foram seleccionadas com base na informação disponível na base de dados. Na amostra fazem parte todas as empresas cuja informação contabilística e financeira está disponível na base de dados pelo menos até ao ano de 2002 e que tenham pelo menos 3 anos de informação. Não foram incluídas na amostra instituições bancárias e seguradoras devido às diferenças da natureza dos factos patrimoniais. O período da amostra varia em função da empresa, foi utilizado todo o período disponível na base de dados que está compreendido entre 1992 e 2003.

 42 Diz-se que uma variável segue um processo auto-regressivo de ordem p (AR(P)) quando o seu valor presente se pode exprimir como uma combinação linear dos p valores precedentes dessa variável e ainda um termo aleatório de espectro branco (ε_t segue distribuição normal com média nula e variância constante). Em particular, o termo de erro aleatório u_t segue um processo AR(1) de média nula se:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t$$

em que ε_t segue distribuição normal com média nula e variância constante e ρ uma parâmetro tal que $|\rho|$ <1.

O teste de *Durbin Watson*, baseia-se na seguinte estatística: $DW = \frac{\sum_{t=1}^{N} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{N} \hat{u}_t^2} \approx 2(1 - \hat{\rho})$

O teste para detectar autocorrelação de primeira ordem é o seguinte:

 H_0 : $\rho = 0$ (independência dos erros de primeira ordem)

 H_1 : $\rho \neq 0$ (autocorrelação dos erros)

Se *DW* < d₁ implica autocorrelação positiva;

Se $d_1 < DW < d_1$ ou $4-d_1 < DW < 4-d_1$ implica teste inconclusivo;

Se $d_u < DW < 4-d_1$ implica independência dos erros;

Se DW > 4-d₁ implica autocorrelação negativa,

em que d_1 e d_1 são constantes dadas pela tabela estatística DW.

5. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DE RESULTADOS

A apresentação e análise de resultados estão divididas em duas partes, uma referente aos resultados obtidos pela aplicação da análise factorial exploratória e a outra referente aos resultados do modelo econométrico estimado.

5.1 RESULTADOS DA APLICAÇÃO DA ANÁLISE FACTORIAL EXPLORATÓRIA

Os resultados apresentados foram obtidos através da utilização de um programa estatístico o SPSS (Statistical Package for Social Sciences).

Como descrito na metodologia na primeira fase procede-se à determinação da matriz das correlações. A matriz obtida está apresentada no quadro 2 e mede a associação linear entre as variáveis através do coeficiente de correlação de *Pearson*⁴³. Para se poder aplicar a análise factorial as correlações entre as variáveis devem ser significativas. O mesmo quadro apresenta a significância estatística associada à correlação linear entre as variáveis.

Quadro 2 – Matriz de correlações e respectiva significância estatística

Correlation Matrix^a FF INT AFS AMORT DA CRESC ROV ROA DIV Correlation 1.000 .225 -.288 -.020 .192 .249 165 -.133 .047 .066 -.055 INT .225 1.000 .064 .192 .228 .171 -.047 -.023 - 408 AFS -.288 -.408 1.000 .014 -.023 .006 -.162 .183 .010 .019 AMORT 1.000 .000 -.020 .064 .014 -.016 -.019 -.012 -.004 .028 DV .192 .192 -.023 -.016 1.000 .932 .080 .225 .165 .032 DA .249 .228 -.019 .932 1.000 .092 .127 .109 .028 .006 CRESC .165 1.000 .171 -.162 -.012 .080 .092 -.010 .216 -.023 ROV -.133 -.047 .000 .225 -.010 1.000 .037 .183 .127 .445 ROA -.004 .047 -.023 .010 .165 .109 .216 .445 1.000 .035 DIV -.055 .066 .019 .028 .032 .028 -.023 .037 .035 1.000 Sig. (1-tailed) FF .000 .000 .269 .000 .000 .000 .000 .077 .023 INT .000 .047 .000 026 000 000 000 078 .243 **AFS** .000 .000 .332 .246 .432 .000 .000 .377 .277 **AMORT** .269 .026 .332 .317 .280 .360 .498 .457 .194 DV .000 .000 .246 .317 .000 .007 .000 .000 .168 DA .000 .000 .432 .280 .000 .003 .000 .000 .195 **CRESC** .003 .000 .000 .000 360 007 .385 .000 .238 ROV .000 .385 .078 .000 .000 .498 .000 .000 .133 ROA .077 .243 .377 .000 .000 .000 .000 457 .144 DIV .047 .023 .277 .194 .168 195 .238 .133 .144

Para um nível de significância de 5%, a maioria das correlações entre as variáveis não são significativas o que indicia que a análise factorial não é muito apropriada para estes dados.

O quadro 3 apresenta os resultados do teste de *Bartlett* e o indicador *KMO* para analisar a validade da aplicação da análise factorial a esta amostra. Através dos resultados apresentados podemos verificar que as conclusões dos

a. Determinant = .049

⁴³ De acordo com Reis [1991], dadas duas variáveis X e Y, quantitativas, o coeficiente de correlação linear entre X e Y determina-se do seguinte modo: $r = \frac{n \sum X_i Y_i - \sum X_I Y_i}{\sqrt{\left[n \sum X_i^2 - \left(\sum X_i\right)^2\right] \left[n \sum Y_i^2 - \left(\sum Y_i\right)^2\right]}}$

dois testes são contraditórias. Analisando através da estatística *KMO* verificamos que é má a aplicação da análise factorial aos dados em análise (*KMO* < 0,6), resultado que seria de esperar após a análise da significância estatística das correlações entre as variáveis. No entanto, analisando através do teste de esfericidade de *Bartlett* rejeitamos a hipótese nula e por isso consideramos aplicável a análise factorial, para um nível de significância de 1%.

Quadro 3 – Indicador *KMO* e teste de esfericidade de *Bartlett*

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin I Adequacy.	.524	
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	2771.636 45
	Sig.	.000

A matriz anti-imagem, apresentada no quadro 4, apresenta valores na diagonal que variam entre 0,333 e 0,682. Estes valores apesar de não serem muito elevados indiciam que se pode aplicar a análise factorial.

Quadro 4 – Matrizes Anti-Imagem

Anti-image Matrices

		FF	INT	AFS	AMORT	DV	DA	CRESC	ROV	ROA	DIV
Anti-image Covariance	FF	.811	041	.175	.016	.032	057	069	.085	058	071
	INT	041	.750	.288	077	.027	049	084	048	.058	.054
	AFS	.175	.288	.723	037	.054	065	.057	130	.032	003
	AMORT	.016	077	037	.990	005	.009	.014	.008	006	034
	DV	.032	.027	.054	005	.115	107	.008	071	015	002
	DA	057	049	065	.009	107	.114	010	.055	.010	.000
	CRESC	069	084	.057	.014	.008	010	.894	.062	190	.027
	ROV	.085	048	130	.008	071	.055	.062	.692	306	021
	ROA	058	.058	.032	006	015	.010	190	306	.740	014
	DIV	071	.054	003	034	002	.000	.027	021	014	.986
Anti-image Correlation	FF	.682 ^a	052	.228	.018	.105	186	081	.114	075	080
	INT	052	.604ª	.391	089	.093	169	103	066	.078	.063
	AFS	.228	.391	.482 ^a	043	.187	227	.071	183	.043	004
	AMORT	.018	089	043	.333a	014	.025	.015	.010	007	035
	DV	.105	.093	.187	014	.510 ^a	931	.024	252	052	007
	DA	186	169	227	.025	931	.499 ^a	033	.194	.036	.000
	CRESC	081	103	.071	.015	.024	033	.628 ^a	.078	234	.028
	ROV	.114	066	183	.010	252	.194	.078	.483 ^a	428	026
	ROA	075	.078	.043	007	052	.036	234	428	.530 ^a	016
	DIV	080	.063	004	035	007	.000	.028	026	016	.502 ^a

a. Measures of Sampling Adequacy(MSA)

No quadro 5 estão apresentados os resultados após a extracção dos factores, pelo método da componentes principais, após a determinação do número de factores a reter pelo critério de *Kaiser*⁴⁴, e após a sua rotação através do método *varimax*.

⁴⁴ O critério de *Kaiser*, de acordo com Reis [1997], produz soluções credíveis quanto ao verdadeiro número de factores, se o número de variáveis em análise é relativamente reduzido ou se o número de observações é elevado e ainda quando as comunalidades são no mínimo

Variáveis	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5
DA	.969	.094	.057	.020	017
DV	.959	.062	.141	.011	005
AFS	.071	 772	.111	.019	014
INT	.229	.663	061	181	.229
FF	.243	.588	087	.298	135
CRESC	053	.542	.398	040	120
ROA	.039	.091	.861	.058	030
ROV	.178	259	.751	027	.076
DIV	.008	036	.032	.950	.051
AMORT	026	.016	.012	.044	.962
Valor Próprio	2.3	11.7	1.27	1.03	1.01
% Variância	22.99	17.22	12.72	10.35	10.13
% Variância Acumulada	22.99	40.22	52.95	63.30	73.43

Ouadro 5 – Resultados após extracção dos factores

A análise factorial, respeitando o critério de *Kaiser*, resultou na extracção de cinco factores, responsáveis por 73,43% da variância total. O valor da variância explicada permite-nos confirmar que a análise factorial é aceitável. Para proceder à interpretação dos cinco factores obtidos consideram-se como significativos os pesos das variáveis iguais ou superiores a 0.5, em termos absolutos. Nesse sentido, a interpretação efectuada aos factores é a que se apresenta de seguida.

Factor1: O primeiro factor diz respeito à dimensão das empresas dado que as duas variáveis com maior peso são as duas *proxies* utilizadas para a dimensão.

Factor 2: A composição do segundo factor torna a sua interpretação um pouco ambígua dado que existem quatro variáveis com peso superior a 0.5, em termos absolutos. As variáveis que medem o peso dos intangíveis, as oportunidades de crescimento e a flexibilidade financeira apresentam um peso com sinal positivo e a variável que mede o peso dos activos fixos apresenta sinal negativo. Dado que habitualmente as empresas que apresentam maior peso de activos intangíveis também apresentam elevadas oportunidades de crescimento e recorrem menos ao endividamento, poderemos designar este factor por oportunidades de crescimento.

Factor 3: Este factor diz respeito à rendibilidade das empresas dado que as duas variáveis com maior peso são as duas *proxies* utilizadas para medir a rendibilidade.

Factor 4: O quarto factor tem apenas uma variável com um peso superior a 0.5 e nesse sentido a sua interpretação torna-se mais fácil, neste caso será o factor que representa os dividendos.

Factor 5: Tal como no caso anterior, este factor apresenta apenas uma variável com um peso significativo, o peso das amortizações, por isso podemos considerar que representa a poupança fiscal que não deriva da dívida.

^{0,60.} Portanto, este é um bom critério para determinar o número de factores desta análise. De acordo com Reis [1997], a dimensão necessária para se obterem componentes principais fiáveis, deverá ser tal que, o quociente entre o número de observações e o número de variáveis terá de ser no mínimo de 2.

5.2 RESULTADOS DA APLICAÇÃO DO MODELO ECONOMÉTRICO

Como referido na metodologia as variáveis dependentes do modelo são as três medidas de endividamento anteriormente apresentadas e as variáveis explicativas são os factores determinados na aplicação da análise factorial. De seguida irão ser apresentadas as estimações mais adequadas, obtidas através da utilização do programa de análise econométrica o *Eviews* (*Econometric Views*), considerando os vários testes realizados, para cada uma das variáveis de medida de endividamento.

Dívida Total

O quadro 6 apresenta os principais resultados obtidos na estimação do modelo admitindo heterogeneidade na parte autónoma, para a variável dependente dívida total. Isto porque, após a efectivação do teste F sobre a homogeneidade na parte constante, concluímos que é de excluir, com um nível de significância de 5%, que o efeito autónomo sobre a dívida total das diferentes empresas seja constante, por outras palavras, não é de excluir a possibilidade da parte constante do modelo depender da empresa.

	F1	F2	F3	F4	F5
Coeficientes	0.120	-0.012	-0.007	0.002	-0.001
Desvio padrão	0.0298	0.0140	0.0071	0.0017	0.0007
t - estatístico Probabilidade	4.0328 0.0001	-0.9159 0.3601	-1.0192 0.3085	1.4336 0.1522	-2.3033 0.0216

Quadro 6 – Resultados da estimação para a variável dependente dívida total

 $R^2 = 0.855895 \ \overline{R}^2 = 0.815784$

F - estatístico = 691,3457 Probabilidade (F - estatístico) = 0.0000

De acordo com o quadro 6, verificamos que apenas os coeficientes associados aos factores 1 e 5 é estatisticamente significativo para um nível de 5%. O sinal do coeficiente associado ao factor 1 indicia que quanto maior a dimensão da empresa maior o nível de endividamento. Este resultado corrobora a tese de que quanto maior as empresa maior a sua diversificação e menor a probabilidade de falência e por isso maior a sua capacidade para contrair dívida. Por sua vez, o sinal associado ao coeficiente do factor 5 corrobora a teoria de que quanto maior for o montante de poupança fiscal que não resulta da dívida menor é o endividamento. Os resultados obtidos para os outros factores não são estatisticamente significativos para um nível de 5%. Apesar de individualmente só dois coeficientes serem estatisticamente significativos os valores do \mathbb{R}^2 e do \mathbb{R}^2 obtidos são relativamente elevados, indicando uma boa capacidade explicativa da variação das variáveis independentes do modelo para a variação do endividamento das empresas, resultado corroborado pela análise da estatística F, no sentido que globalmente rejeitamos a hipótese de efeitos marginais conjuntos nulos, para um nível de significância de 1%.

Dívida de Longo Prazo

O quadro 7 apresenta os principais resultados obtidos na estimação do modelo admitindo heterogeneidade na parte autónoma, isto porque tal como no caso anterior é de excluir, com um nível de significância de 5%, que o efeito autónomo sobre a dívida de longo prazo das diferentes empresas seja constante.

Quadro 7 – Resultados da estimação para a variável dependente dívida de longo prazo

	F1	F2	F3	F4	F5
Coeficientes	0.083	-0.002	-0.006	0.001	0.000

Desvio padrão	0.0272	0.0140	0.0078	0.0018	0.0012
t - estatístico	3.0609	-0.3324	-0.7738	0.4209	0.0073
Probabilidade	0.0023	0.7397	0.4393	0.6740	0.9941

$$R^2 = 0.710628 \ \overline{R}^2 = 0.630082$$

F - estatístico = 285,8511 Probabilidade (F - estatístico) = 0.0000

Através do quadro 7, constatamos que apenas o coeficiente associado ao factor 1 é significativo para um nível de significância de 5%. Globalmente o modelo estimado é estatisticamente significativo para um nível de significância de 1%. O R^2 obtido na estimação é bastante elevado, indicando uma boa capacidade explicativa da variação das variáveis independentes para as variações da dívida de longo prazo: 71,06% da variação desta última variável é explicada pelas variações das variáveis independentes incluídas no modelo. Globalmente, através da estatística F, rejeitamos a hipótese de efeitos marginais conjuntos nulos. O sinal do coeficiente indicia que quanto maior a dimensão da empresa maior o nível de endividamento de longo prazo.

Dívida de Curto Prazo

Também para a dívida de curto prazo é de rejeitar, com um nível de significância de 5%, a hipótese de que o efeito autónomo sobre a dívida de curto prazo das diferentes empresas seja constante.

Quadro 8 – Resultados da estimação para a variável dependente dívida de curto prazo

	F1	F2	F3	F4	F5
Coeficientes	0.0426	-0.010	-0.003	0.001	-0.002
Desvio padrão t - estatístico	0.0189 2.2541	0.0092 -1.1398	0.0048 -0.6653	0.0012 1.4924	0.0013 -1.1852
Probabilidade	0.0246	0.2548	0.5061	0.1361	0.2364

$$R^2 = 0.752105 \ \overline{R}^2 = 0.683103$$

F - estatístico = 353,1538 Probabilidade (F - estatístico) = 0.0000

Os resultados obtidos para o endividamento de curto prazo são similares aos obtidos para o endividamento de longo prazo. O único coeficiente significativo, para um nível de 5%, diz respeito ao factor 1, e indicia que a dimensão das empresas influencia positivamente o endividamento de curto prazo. No entanto, o valor do coeficiente associado ao factor 1 é mais baixo do que o obtido quando a variável dependente é a dívida de longo prazo, o que indica que o endividamento de longo prazo é mais influenciado pela dimensão das empresas do que o endividamento de curto prazo.

Apesar de não terem sido apresentados os resultados quando se admite homogeneidade na parte constante do modelo, verifica-se, através da estimação desse modelo incluindo uma variável *dummy* adicional que representa o país — Portugal ou Espanaha, que a localização das empresas não influencia significativamente o endividamento, independentemente da sua maturidade. Esta conclusão, tendo em atenção as conclusões do estudo de Chui *et al.*[2002] sobre a influencia das diferenças culturais na estrutura de capital, pode resultar do facto de os dois países em análise apresentarem culturas idênticas.

6. CONCLUSÃO

Apesar dos resultados obtidos não serem muito satisfatórios em termos estatísticos, retirámos algumas conclusões acerca dos determinantes da estrutura de capital das empresas cotadas nos países da Península Ibérica. Nomeadamente, verificámos que, como já tinha sido indiciado pela revisão da literatura, a dimensão das empresas está associada positivamente com o endividamento, independentemente da maturidade da dívida. Este constatação, e de acordo com a literatura, pode ser resultado do facto de as empresas de maior dimensão se encontrarem mais diversificadas e por isso com menor probabilidade de falência e nesse sentido têm uma maior capacidade de negociação com as instituições bancárias. Outra justificação sugerida pela literatura financeira é a de que os custos directos de falência são inversamente relacionados com a dimensão e por isso as empresas de maior dimensão estão mais propensas para a utilização da dívida. Os resultados também indiciam que as empresas que conseguem obter mais poupança fiscal via outros meios que não a dívida, no caso em análise as amortizações, apresentam menores níveis de endividamento total. Esta constatação sugere que se verifica a teoria de Modigliani e Miller [1963] que defende que o principal incentivo para o endividamento é o beneficio da poupança fiscal que resulta do facto de os juros serem custos aceites para efeitos fiscais, sendo a poupança fiscal não resultante da dívida um substituto da poupança fiscal resultante do endividamento. Constatou-se, também, que a localização da empresa não é um determinante significativo da estrutura de capital.

A investigação sobre a estrutura de capital é muito extensa e exaustiva, no entanto, existem ainda muitas questões que estão por responder. Como extensão deste trabalho seria interessante introduzir no modelo econométrico variáveis *dummy* que permitam analisar a influência da indústria sobre a estrutura de endividamento das empresas. Quanto à metodologia e para a aplicação da análise factorial poderiam ser utilizadas *proxies* adicionais, em particular *proxies* da volatilidade do rendimento, da especificidade dos activos e da idade das empresas, entre outras. Por outro lado, provavelmente, se em vez de se utilizar valores anuais se utilizassem médias móveis – que permitem o alisamento dos dados e dessa forma evitar que valores extremos prejudiquem a análise - talvez a aplicação da análise factorial fosse mais adequada. Por fim, seria interessante alargar a amostra deste estudo a outros países e dessa forma analisar até que ponto o tipo de sistema financeiro e cultura de cada país influencia a estrutura de capital.

BIBLIOGRAFIA

BANERJEE, S., HESHMATI, A. E WIHLBORG, C., (2002), The dynamics of capital structure, SSE/EFI Working papers series in economics and finance, 333.

BOWMAN, R,(1980), The importance of market value measurement of debt in assessing leverage, *Journal of Accounting Research* 18, pp. 242-254.

BREALEY, R. A. E S. MYERS (1998), Princípios de Financas Empresariais, McGrawHill, 5ª edição.

BHADURI, S., (2002), Determinants of corporate borrowing: some evidence from the indian corporate structure, *Journal of Economics and Finance*, 26, pp. 200-215.

CHUI, A., A. LLOYD E C. KWOK, 2002, The determination of capital structure: Is national culture a missing piece to the puzzle?, *Journal of International Business Studies*, 33, pp. 99-127.

COELHO, L., J. AZEVEDO-PEREIRA E E. REBELO, Capital structure determinants: the case of euronext market countries, Seminário Nº 36/2004, Departamento de Economia do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa.

DEANGELO, H. E W. MASULIS, (1980), Optimal capital structure under corporate and personal taxation, *Journal of Financial Economics*, pp. 3-29.

HARRIS M. E RAVIV A., (1991), The theory of capital structure, *Journal of Finance* 46, pp. 297-355.

KIM, E., (1982), Miller's equilibrium, shareholder leverage clienteles, and optimal capital structure, Journal of Finance, pp. 301-324.

MELLO, A., (1994), Competitividade do mercado de acções português, Bolsa de Valores de Lisboa.

MILLER, M, (1977), Debt and taxes, Journal Finance 32, pp. 261-276.

MODIGLIANI, F. É M. MILLER, (1958), The cost of capital, corporation finance and theory of investment, *American Economic Review* 48, pp. 261-297.

MODIGLIANI, F. E M. MILLER, (1963), Corporate income taxes and the cost of capital, American Economic Review 53, pp. 433-443.

MODIGLIANI, F., (1982), Debt, dividend policy, taxes, inflation, and market valuation, Journal of Finance, pp. 255-273.

MYERS, S., (1984), The capital structure puzzle, Journal of Finance 39, pp. 575-592

MYERS, S. E N. MAJLUF, (1984), Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics* 13, pp. 187-221.

NEVES, J.(2004), Investimento e Financiamento, Acetatos das aulas de finanças empresariais do programa de doutoramento em gestão.

PESTANA, M. H. E J. N. GAGEIRO (1998), Análise de dados para ciências sociais. A complementaridade do SPSS., 1ª Edições Sílabo.

PINDYCK, R. S. E D. L. RUBINFELD (1998), Econometric Models and Economic Forecasts, fourth edition, McGraw-Hill International Editions.

RAJAN, G. E L. ZINGALES, (1995), What do we know about capital structure? Some evidence from international data, *Journal of Finance* 50, pp. 1421-1460.

REIS, E., (1991), Estatística Descritiva, Edições Sílabo.

REIS, E.,(1997), Estatística multivariada aplicada, Edições Sílabo.

RÖEL, A. (1996), The decision to go public: An overview, European Economic Review, 40, pp. 1071-1081.

SHARMA, S., (1996), Applied multivariate techniques, John Wiley & Sons, Inc.

TITMAN, S. E R. WESSELS, (1988), The determinants of capital structure choice, Journal of Finance, 43, pp. 817-838.