

# O COMPORTAMENTO DAS EMPRESAS COTADAS PORTUGUESAS NA ESCOLHA DAS FONTES DE FINANCIAMENTO

MÁRCIA ROGÃO

## 1. INTRODUÇÃO

As empresas para superar as suas necessidades financeiras poderão recorrer a capitais próprios e / ou a capitais alheios. Em torno das decisões de estrutura de capitais surgem duas questões relevantes: será que a política de financiamento seguida pela empresa influencia a sua estrutura de capitais? Será que a proporção e o tipo de títulos emitidos pela empresa são irrelevantes para a prossecução do objectivo da maximização do valor da empresa?

O debate sobre as decisões de estrutura de capitais teve origem nas proposições sugeridas por Modigliani e Miller (MM, 1958). Estas proposições são formuladas a partir de um conjunto de pressupostos que contextualiza um mercado de capitais perfeito. Consequentemente, MM (1958) concluem que a estrutura de capitais não influencia o valor de mercado da empresa.

De salientar, que o artigo pioneiro de MM (1958), originou uma vasta literatura corporalizada num conjunto de modelos teóricos e empíricos. O objectivo subsequente baseia-se na identificação dos determinantes da estrutura de capitais da empresa, através da superação do conjunto de pressupostos teóricos subjacentes às proposições do modelo de MM (1958).

Assim, o principal contributo destes autores foi estabelecer as condições segundo as quais, a escolha dos títulos emitidos pela empresa não influencia o seu valor de mercado. Na vasta literatura sobre as decisões de estrutura de capitais identificam-se duas predominantes e competitivas correntes teóricas de capitais, sendo elas a teoria do *Trade-off* estático e a teoria da *Pecking Order*.

Os percursores da teoria do *Trade-off* estático, defendem a existência duma estrutura de capitais óptima, que maximiza o valor da empresa, que resulta de um *trade-off* entre benefícios fiscais e custos de falência associados ao endividamento (Myers e Robichek, 1965). A teoria do *Trade-off* estático encontra suporte nos resultados obtidos por Ozkan (2001), Bhaduri (2002) e Loof (2003), Flannery e Ragan (2005). A teoria da *Pecking Order* surge com o estudo de Myers e Majluf (1984), no qual sugerem que as empresas não procuram uma estrutura óptima de capitais. Os autores argumentam que em virtude do problema de assimetria de informação, entre os diversos agentes económicos, as decisões de estrutura de capitais reflectem a uma ordem hierárquica seguida na selecção de fontes de financiamento.

Mais recentemente, no estudo das decisões de estrutura de capitais, surge a abordagem teórica do *Market Timing* que conheceu um forte impulso com o trabalho de Baker e Wurgler (2002). Segundo esta nova abordagem, a estrutura de capitais da empresa é o resultado acumulado das tentativas passadas de temporização do mercado de acções pelos gestores, na medida em que estes procedem à emissão de novas acções quando percebem que as acções da empresa estão sobreavaliadas pelo mercado, e recompram quando consideram que as acções da empresa estão subavaliadas. A persistência do efeito do *Market Timing*, sugerido por Baker e Wurgler (2002), obteve considerável atenção entre os diversos investigadores em finanças, implicou o surgimento de outros estudos que analisaram a duração deste efeito sobre a estrutura de capitais da empresa, designadamente Hovakimian (2004), Welch (2004), Frank e Goyal (2004) e Kayhan e Titman (2004). Utilizando estimadores dinâmicos de painel, pretendemos testar a possibilidade de predominância, de uma das teorias supra mencionadas, na explicação da estrutura de capitais das empresas portuguesas cotadas.

## 2. BREVE REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 Teoria do *Trade-off*

A moderna teoria financeira teve origem no artigo de MM (1958), "*The Cost of Capital, Corporate Finance and Theory of Investment*", que estabeleceu duas proposições, sobre a estrutura de capitais. A proposição I determina que o valor de uma empresa endividada é semelhante ao valor de uma empresa que não recorre a capital alheio. No contexto da proposição I, MM (1958) argumentam que num mercado de capitais perfeito, a estrutura de capitais não tem

influência sobre o valor da empresa, sendo este o resultado das decisões de investimento das empresas. Consequentemente, as decisões de investimento e de financiamento são independentes entre si. Da proposição II retira-se que a taxa de rendibilidade que os investidores esperam obter varia proporcionalmente em função do rácio capital alheio/capitais próprios.

As conclusões obtidas por MM (1958) fundamentam-se no argumento de arbitragem, segundo o qual se duas empresas diferirem em termos de valores de mercado e em termos do rácio capital alheio/capital próprio, então os investidores venderiam as acções da empresa de valor mais elevado e comprariam as da empresa de valor mais baixo, até que esses valores se iguallassem.

Todavia, após estas conclusões MM no seu artigo "*Corporate income taxes and the cost of capital: a correction*" em 1963, introduziram o efeito do imposto sobre o rendimento das empresas, evidenciando que o recurso a capitais alheios origina um benefício fiscal, contribuindo positivamente para o valor de mercado da empresa.

A introdução do efeito fiscal na proposição I teve implicações ao nível da determinação do valor de mercado da empresa. Este passou a ser igual ao seu valor quando somente financiada com recurso a capitais próprios, adicionado do valor actual dos benefícios fiscais resultantes da utilização de capitais alheios. Além disso, na proposição II a relação entre o rendimento esperado pelos detentores de capital próprio e o grau de endividamento de uma empresa continua a ser válida, isto é, o aumento do endividamento origina um crescimento do rendimento esperado pelos detentores de capital próprio (MM, 1963).

De salientar, que o rendimento gerado dentro da empresa reparte-se por dois grupos de investidores, os credores recebem o rendimento da empresa sob a forma de juros da dívida e os accionistas obtêm sob a forma de dividendos e ou mais valias, o qual está sujeito a tributação fiscal. Consequentemente, Miller (1977) desenvolveu um modelo<sup>1</sup> com a finalidade de introduzir o efeito da fiscalidade, quer sobre as empresas, quer sobre os particulares (investidores).

No modelo de Miller (1977), a explicitação da irrelevância da política de endividamento na estrutura de capitais dentro da mesma classe de rendimento equivalente baseia-se no efeito clientela (*Clientele Effect*), proporcionado pela existência de políticas de financiamento distintas para satisfazer as utilidades dos diferentes investidores (clientes) presentes no mercado da dívida. A verificação do efeito resulta da presença de um ordenamento fiscal, segundo uma tributação progressiva do rendimento das pessoas singulares, proporcionando diversos segmentos no mercado da dívida.

A desigualdade dos escalões de tributação do rendimento dos investidores provoca um desequilíbrio no mercado da dívida e simultaneamente as empresas aproveitam para alterar a sua estrutura de capitais, por forma usufruírem dos benefícios fiscais. Consequentemente, os investidores sujeitos a taxas de imposto superiores às taxas de imposto suportadas pelas empresas serão mais fáceis de captar pelas empresas com baixo nível de endividamento, enquanto, que as empresas com alto nível de endividamento, terão facilidades na captação de investidores

sujeitos aos escalões de tributação da dívida mais baixos (Miller, 1977).

Em equilíbrio a política de endividamento tem um impacto irrelevante no valor da empresa, não existindo um nível óptimo de endividamento. No entanto, a situação de equilíbrio reflecte o nível de endividamento óptimo para um determinado sector industrial, ou seja, verifica-se uma estrutura de capitais óptima para cada classe de rendimento equivalente. Por sua vez, a presença no mercado de taxas progressivas de tributação do rendimento de pessoas singulares, e a sua diferenciação face aos rendimentos empresariais, origina um desequilíbrio no mercado da dívida (Miller, 1977).

Seguidamente, DeAngelo e Masulis (1980), introduziram na análise da estrutura de capitais da empresa, o efeito de outros benefícios fiscais para além da dívida<sup>2</sup>, e demonstraram que a vantagem fiscal proporcionada pela dívida é limitada, na medida em que com o aumento do nível de endividamento, maior é a possibilidade dos resultados operacionais da empresa se situarem a um nível que não permite a utilização dos benefícios fiscais disponíveis, reflectindo uma neutralidade do endividamento face ao valor da empresa.

No seguimento do estudo sobre a problemática da estrutura óptima de capitais um conjunto de diversos autores introduziu os custos de falência nos modelos de determinação da estrutura de capitais, nomeadamente, Kraus e Litzenberger (1973), Scott (1976), Warner (1977), Kim (1978), Haugen e Senbet (1978) e Brennan e Schwartz (1978).

1- Os pressupostos do modelo Miller (1977) são os seguintes:

- i. taxas de imposto sobre o rendimento de pessoas singulares progressivas e sobre rendimentos empresariais constantes;
- ii. a taxa de imposto sobre os juros pagos aos obrigacionistas é diferente da taxa de impostos sobre o rendimento dos accionistas;
- iii. inexistência de risco sobre os títulos de dívida emitidos pela empresa;
- iv. os juros reflectem na totalidade o custo com o endividamento;
- v. distribuição da totalidade dos resultados da empresa.

2- Os benefícios fiscais previstos no Estatuto do Benefícios Fiscais ART.º 31, as amortizações e reintegrações, crédito fiscal ao investimento e contribuições para os fundos de pensões.

De referir, que Baxter (1967) sugeriu que os custos de insolvência<sup>3</sup> influenciam negativamente o valor da empresa, na medida em que o aumento do endividamento proporciona aos agentes económicos externos à empresa direitos sobre a mesma, em situação de insolvência financeira. Em contrapartida, como os credores suportam *expost* os custos de insolvência, tendem transferi-los antecipadamente para os accionistas, através do aumento das taxas de juro, que influenciam indirectamente o valor da empresa.

Além disso, Stiglitz (1969), Kraus e Litzenberger (1973), Kim (1978) e Breannan e Schweartz (1978), demonstraram matematicamente, que existe um limite para o nível de endividamento onde os ganhos resultantes dos benefícios fiscais igualam os custos de falência associados ao incremento da dívida e esse nível de capital alheio corresponderá ao ponto da estrutura óptima de capitais.

## 2.2 Teoria *Pecking Order*

A teoria da *Pecking Order* consubstancia-se nos trabalhos de Donaldson (1961), Myers (1984) e Myers e Majluf (1984). Estes últimos autores introduzem o efeito da assimetria de informação existente entre os gestores e os investidores na análise das decisões de financiamento das empresas. Os autores Myers e Majluf (1984) no seu modelo estabelecem os seguintes pressupostos:

- i. a empresa detém activos e oportunidades de investimento reais, que serão financiadas parcial ou totalmente pela emissão de acções;

- ii. o autofinanciamento determina o montante dos capitais próprios afecto ao financiamento da empresa;
- iii. os gestores (agentes) detêm mais informação que os potenciais investidores;
- iv. não existem custos de emissão de títulos (acções e obrigações).

Como principais conclusões, Myers e Majluf (1984), mencionam que é preferível a emissão de dívida isenta de risco à emissão de dívida com risco. As empresas utilizam dívida sem risco, tal como autofinanciamento, para financiarem oportunidades de investimento, uma vez que desta forma podem realizar os projectos rentáveis. Em caso de necessidades de financiamento adicionais, a empresa pode ser obrigada a recorrer à dívida com risco para financiar as suas oportunidades de investimento. A insuficiência do financiamento obtido pelo recurso à dívida, poderá levar os gestores (que detêm mais informação sobre a empresa do que os investidores) a recorrer à emissão de acções para financiamento das oportunidades de investimento.

A ordem hierárquica seguida na selecção de fontes de financiamento resulta do facto de a empresa necessitar de emitir sinais sobre o valor dos seus activos e acerca das oportunidades de investimento ao mercado por intermédio das decisões de estrutura de capitais. Inicialmente, a empresa ao preferir financiar o seu crescimento com fundos gerados internamente, através da retenção dos excedentes de fundos gerados por projectos viáveis não evita as consequências associadas à assimetria de informação. Todavia, no caso de a empresa não

---

3- Os custos de insolvência financeira dividem-se em dois grupos: os custos directos e os custos indirectos. Os custos directos referem-se aos custos legais como processo de falência. Os custos indirectos poderão pela percepção da situação da empresa por parte dos credores, pessoal, clientes, fornecedores e os demais.

dispor de autofinanciamento ou da insuficiência deste, terá de recorrer ao financiamento externo (dívida), seguido do recurso à emissão de acções. De salientar, que o recurso a capital alheio e a emissão de acções constituem fontes de financiamento com características sujeitas ao problema da assimetria de informação, este apresenta menor magnitude para o caso dívida face à emissão de acções (Myers, 1984).

Assim, de acordo com Myers (1984) a estrutura de capitais de uma empresa não se traduz no nível óptimo de endividamento que maximiza o valor da empresa, mas trata-se de um efeito acumulado das decisões sucessivas de financiamento que reflectem uma ordem hierárquica na selecção de fontes de financiamento, visando minimizar os custos originados pela assimetria de informação.

### 2.3 Teoria do Market Timing

Baker e Wurgler (2002), no contexto de um mercado de capitais ineficiente, introduziram uma nova abordagem teórica sobre a estrutura de capitais, denominada por teoria *Market Timing*. Segundo esta teoria, a estrutura de capitais de uma empresa é o resultado acumulado das tentativas passadas de temporização do mercado de acções pelos seus gestores, uma vez que os gestores recorrem à emissão de acções quando percebem que estão sobreavaliadas e recompram quando consideram que as acções estão subavaliadas.

A teoria do *Market Timing* assenta em alguns fundamentos comuns à teoria *Pecking Order*, nomeadamente a inexistência de uma estrutura de capitais óptima que maximiza o valor da empresa, ou caso exista, então os custos

provenientes do desvio em relação ao óptimo são diluídos pelos benefícios facultados pela estrutura de capitais actual. Assim, caso exista uma estrutura de capitais óptima, os gestores não revertem as suas decisões quando as acções das empresas se encontram em equilíbrio no mercado, isto é, quando estão correctamente avaliadas pelos investidores externos, dado que não existem ganhos adicionais, quer com a emissão de acções quer com a emissão de títulos de dívida (Baker e Wurgler, 2002).

Com efeito, segundo a teoria do *Market Timing* as decisões de financiamento dos gestores são tomadas em função de factores externos à empresa, como a valorização das acções ou dos títulos de dívida pelo mercado, as quais podem variar em função das expectativas extremas dos investidores, ou seja, as expectativas positivas ou negativas dos investidores que vão corresponder aos momentos em que as acções da empresa estão respectivamente, sobreavaliadas ou subavaliadas (Baker e Wurgler, 2002).

De salientar, que a abordagem do *Market Timing* não requer que os mercados actuais sejam ineficientes, nem que os gestores obtenham sucesso na previsão do retorno das acções. O pressuposto desta explicação incide no facto de os gestores acreditarem que podem determinar o momento óptimo de emissão, não distinguindo imediatamente entre o efeito proporcionado pelo erro de avaliação das acções ou pela dinâmica da informação assimétrica. Logo, a magnitude dos efeitos sobre a estrutura de capitais surge em consequência de os gestores conseguirem com sucesso temporizar o mercado de acções, emitindo quando acreditam que o custo é irracionalmente baixo, e recomprando quando o custo é irracionalmente elevado.

A persistência do efeito do *Market Timing*, sugerido por Baker e Wurgler (2002), obteve uma considerável atenção entre os diversos investigadores em finanças, implicando o surgimento de outros estudos que analisaram a duração deste efeito sobre a estrutura de capitais da empresa, nomeadamente Kayhan e Titman (2004), Hovakimian (2004), Welch (2004) e Frank e Goyal (2004).

### 3. DADOS E METODOLOGIA

#### 3.1 Dados e amostra de investigação

Os dados utilizados para a realização do presente estudo foram recolhidos a partir da informação disponibilizada pelo Centro de Documentação da *Euronext Lisbon* e da base de dados *Finbolsa*.

A selecção da amostra de investigação foi realizada a partir das empresas que formam a base de dados de *Finbolsa* e baseou-se num procedimento de triagem que envolveu diversas etapas. Inicialmente, procedeu-se à eliminação de empresas financeiras, nomeadamente Bancos, Seguradoras e Sociedades de Investimento, na medida em que os elementos constituintes das suas demonstrações financeiras apresentam uma natureza diferente das respeitantes às empresas não financeiras. Consequentemente, após a submissão das 237 empresas que inicialmente formavam a base de dados *Finbolsa* ao processo de triagem, obteve-se uma amostra de 41<sup>4</sup> empresas não financeiras do sector público e privado.

#### 3.1.2 Variáveis

O presente estudo tem como objectivo identificar quais as teorias predominantes sobre a estrutura de capitais das empresas portuguesas cotadas na Bolsa de Valores Mobiliários, nomeadamente a teoria do *Trade-off*, a teoria da *Pecking Order* e a teoria do *Market Timing*. Conforme a literatura, as variáveis explicativas foram identificadas por Harris e Raviv (1991) como importantes na determinação do endividamento das empresas e testadas posteriormente por Rajan e Zingales (1995), resumem-se à tangibilidade dos activos, à dimensão, à rentabilidade e ao rácio *Market-to-Book* (MTB)<sup>5</sup>. Por sua vez, outros estudos empíricos consideraram este conjunto de determinantes, nomeadamente Hovakimian *et al.* (2001), Baker e Wurgler (2002), Frank e Goyal (2004), Hovakimian (2004), Aivazian *et al.* (2005), Dang (2005) e Gaud *et al.* (2005).

#### 3.2 Método de estimação

O estudo empírico realizou-se com base no recurso a estimadores estáticos e dinâmicos, nomeadamente os estimadores dinâmicos Arellano e Bond (1991), Blundell e Bond (1998), os quais conduzem a estimações robustas, na medida que, eliminam os efeitos específicos individuais das empresas não observáveis, originados pela estimação em primeiras diferenças. Por sua vez, estes estimadores também controlam a possível endogeneidade entre variáveis explicativas, uma vez que os seus valores desfasados são usados como

---

4- Ver Anexo A.

5- Ver Anexo B.

instrumentos. Além disso, considerando as condições ortogonais entre a variável desfasada e o erro, a utilização destes estimadores dinâmicos permite eliminar o potencial problema de correlação entre os desfasamentos da variável dependente e o erro. De salientar, que o estimador *Least Square Dummy Variable Corrected* (LSDVC) proposto por Bruno (2005) foi utilizado com o objectivo de atenuar possíveis estimações enviesadas obtidas a partir de amostras com um número não muito elevado de observações, e analisar a robustez dos estimadores dinâmicos.

### 3.2.1 Modelos estáticos de painel

As formas de estimação de dados em painel mais utilizadas na literatura são a estimação de uma regressão pelo modelo dos mínimos quadrados ordinários (OLS – *Ordinary Least Squares*) e pelo modelo de dados em painel admitindo a existência de efeitos individuais não observáveis aleatórios ou fixos. O modelo geral da regressão a estimar, analiticamente apresenta a seguinte expressão:

$$D_{it} = X_{it}K + \varepsilon_{it}, \text{ com } i = 1, \dots, n \text{ e } t = 1, \dots, T$$

As variáveis utilizadas correspondem a:

$D_{it}$  = representa a variável dependente, referente neste caso particular ao nível de endividamento da empresa  $i$  no ano  $t$ ;

$X_{it}$  = representa as variáveis explicativas, ou seja, o conjunto dos determinantes do nível da empresa  $i$  no ano  $t$ ;

$K$  = corresponde aos parâmetros da regressão a estimar;

$\varepsilon_{it}$  = corresponde ao termo de perturbação aleatória da empresa  $i$  no ano  $t$ .

Na estimação do modelo torna-se necessário considerar os pressupostos do modelo linear clássico OLS para obter estimadores eficientes, que de acordo com Keller e Warrack (2000), corresponde à verificação das propriedades de ruído branco<sup>6</sup> (*white noise*) pelo vector  $\varepsilon_{it}$ . Todavia, Johnston e DiNardo (2001) referem que na estimação de dados em painel, não é necessário que o termo de perturbação aleatória siga uma distribuição normal em amostras de grande dimensão, pelo facto de os testes efectuados apresentarem resultados assintóticos. Isto é, os modelos de dados em painel permitem ignorar a estrutura dos erros, na medida em que o termo de perturbação aleatória deve apresentar uma distribuição independente, e identicamente distribuída de média zero e variância constante<sup>7</sup>, implicando que as observações não estejam serialmente correlacionadas e os erros sejam homoscedásticos em relação à empresa  $i$  e ao ano  $t$ .

Com efeito, de acordo com Johnston e DiNardo (2001) além dos pressupostos anteriormente enunciados, na estimação dos modelos de dados em painel também se pressupõe a existência de efeitos individuais não observáveis fixos ou aleatórios. Então, apresenta-se a seguinte especificação para a estrutura do termo de perturbação aleatória:

$$\varepsilon_{it} = \eta_i + d_t + u_{it}, \text{ onde:}$$

$\eta_i$  = corresponde aos factores específicos das empresas, que não são directamente observáveis pelos determinantes do endividamento;

$d_t$  = representa os efeitos temporais respeitantes às possíveis alterações da conjuntura económica;

6-  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_t^2)$ ;  $E(\varepsilon_{it}) = 0$ ;  $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_t^2$ ;  $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0$ , com  $i \neq j$ .

7- Isto é,  $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_t^2)$ .

$v_{it}$  = é o termo da perturbação aleatória da  $i$ -ésima observação (empresa) para o período de tempo  $t$  (ano), apresentando características de ruído branco<sup>8</sup>.

Para Hsiao (1986) e Greene (2000) se  $\eta_i$ 's e  $d_t$ 's forem iguais para todas as empresas, o modelo OLS produz estimativas consistentes e eficientes dos estimadores da regressão. Caso contrário, se eles forem diferentes, existem duas estruturas que generalizam esse modelo, a abordagem de efeitos fixos e a abordagem de efeitos aleatórios, cuja diferença reside no tratamento dos termos  $\eta_i$  e  $d_t$ , que atenuam a possível ausência de variáveis relevantes na explicação da variável dependente.

No modelo de efeitos fixos os efeitos individuais não observáveis são considerados diferentes por algum factor determinístico e constante ao longo do tempo. Consequentemente, assume-se que todas as diferenças de comportamento entre empresas e ao longo do tempo, podem ser captadas por um termo constante e os coeficientes a estimar podem variar de empresa para empresa ou mesmo ao longo no tempo, embora permaneçam como constantes (Johnston e DiNardo, 2001).

Johnston e DiNardo (2001), referem que no modelo de efeitos aleatórios os termos  $\eta_i$  e  $d_t$  são independentes e identicamente distribuídos, ou seja,  $\eta_i \sim iid(0, \sigma_\eta^2)$  e  $d_t \sim iid(0, \sigma_d^2)$ , bem como são independentes do termo de perturbação aleatória  $v_{it}$ . Os determinantes da empresa  $X_{it}$  são considerados como independentes do termo de perturbação aleatória  $v_{it}$  para a  $i$ -ésima empresa no ano  $t$ . Contrariamente, ao modelo de efeitos fixos, a heterogeneidade é introduzida através de todos os componentes da variância da variável endógena  $E_{it}$ .

Todavia, os modelos estáticos de dados em painel não permitem analisar o possível dinamismo existente nas decisões de estrutura de capitais das empresas. Em seguida apresentamos os modelos dinâmicos de dados em painel, e em particular a sua relevância, face aos modelos estáticos, devido à possibilidade de estimar o nível de ajustamento do endividamento real face ao nível ótimo de endividamento.

### 3.2.2 Estimadores dinâmicos

De acordo com Blundell *et al.* (2000) e Bond *et al.* (2001), a estimação do modelo com base em estimadores dinâmicos baseia-se nos seguintes aspectos:

- i. dimensão temporal dos dados;
- ii. inclusão dos efeitos não observáveis específicos de cada empresa e dos efeitos não observáveis específicos de cada ano;
- iii. introdução da variável dependente desfasada como variável explicativa do modelo;
- iv. possível endogeneidade das variáveis explicativas.

Este estimador permite adicionalmente determinar o nível de ajustamento do endividamento real em direcção ao nível ótimo de endividamento, para testar a teoria do *Trade-off*, segundo a qual as empresas têm como objectivo encontrar o nível de endividamento ótimo que, por um lado, maximize os benefícios fiscais, consequência da dedução dos encargos suportados com a dívida e, por outro lado, minimize a probabilidade de falência e os respectivos custos associados. Assim, o nível ótimo de endividamento analiticamente pode ser definido por  $D_{it}^*$ , que é a função linear dos diversos determinantes  $X_{it}$  e do termo de perturbação aleatória que engloba os efeitos específicos, que se

8- O termo de perturbação aleatória segue uma distribuição normal de média zero e desvio-padrão constante, isto é,  $v_{it} \sim N(0, \sigma_v)$ .

expressa da seguinte forma:

$D_{it}^* = X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$ , com  $i = 1, \dots, N$  e  $t = 1, \dots, T$   
onde:

$D_{it}^*$  = nível de endividamento óptimo que ignora os custos de transacção para um novo nível de endividamento.

Todavia, as imperfeições do mercado, os custos de transacção originados pelas fricções, acontecimentos aleatórios e os factores institucionais, impedem as empresas de alcançarem o seu nível óptimo de endividamento, no sentido de obterem um ajustamento completo de um período para o outro. Consequentemente,  $D_{it}^*$  não é directamente observável devido à presença de custos de transacção, pelo que os agentes económicos apenas podem observar o valor real do nível de endividamento  $D_{it}$ .

A relação entre  $D_{it}^*$  e  $D_{it}$  pode ser expressa da seguinte forma:

$$D_{it} - D_{it-1} = \alpha(D_{it}^* - D_{it-1})^9$$

A equação anterior estipula que a alteração do nível de endividamento observado é uma fracção  $\alpha$  do nível de endividamento óptimo para esse mesmo período de tempo, e o valor de  $\alpha$  é inversamente proporcional à capacidade das empresas ajustarem o nível de endividamento real face ao nível óptimo de endividamento, enfrentando assim um processo de ajustamento parcial.

Recalculando a equação anterior, e revolvendo em ordem a  $D_{it}$ , o nível de endividamento real poderá ser definido da seguinte forma:

$$D_{it} = (1 - \alpha)D_{it-1} + \alpha D_{it}^*.$$

9- As Variáveis representam:

$D_{it}$  = nível de endividamento observado (real) no período  $t$ ;

$D_{it-1}$  = nível de endividamento observado (real) no período de tempo  $t-1$ ;

$\alpha$  = Coeficiente dos custos de transacção.

10- Considerando,  $\gamma = (1 - \alpha)$ ,  $\beta = \alpha\beta$  e  $\mu_{it} = \alpha\varepsilon_{it}$ .

11- As condições ortogonais são:  $E[\eta_t] = 0$ ;  $E[v_{it}] = 0$ ;  $E[v_{it}\eta_t] = 0$  e  $E[v_{it}v_{it}] = 0$  com  $s \neq t$ .

Assim, o nível de endividamento observado do período  $t$  é uma ponderação do nível de endividamento objectivo para o mesmo período tempo e o nível de endividamento observado do período de tempo imediatamente anterior, onde  $\alpha$  e  $(1 - \alpha)$  são os respectivos pesos. Logo, o modelo pode-se reescrever,

$$D_{it} = \gamma D_{it-1} + X_{it}\beta + \mu_{it}.^{10}$$

Os modelos de painel dinâmicos descritos anteriormente apresentam problemas de autocorrelação pela presença de variáveis desfasadas dentro dos regressores, uma vez que  $D_{it}$  está em função de  $v_{it}$  e  $D_{it-1}$  vem igualmente em função de  $v_{it}$ , levando a que os estimadores obtidos sejam enviesados e inconsistentes. Então, com o objectivo de superar estas dificuldades e realizar a estimação da equação no presente estudo recorreu-se aos estimadores GMM (1991), de Arellano e Bond (1991), e GMM System (1998) de Blundell e Bond (1998).

### 3.2.2.1 Estimador GMM (1991)

O estimador proposto por Arellano e Bond (1991), para os modelos de painel dinâmicos, utiliza variáveis desfasadas como variáveis explicativas, recorrendo ao método dos momentos generalizados (GMM), o qual consiste na utilização da variável desfasada em dois períodos ( $T - 2$ ) e a utilização de instrumentos recentes para as equações em primeiras diferenças, com a finalidade de eliminar os efeitos específicos de cada empresa e de cada ano. Assim, o estimador indicado por Arellano e Bond (1991) fundamenta-se num conjunto de condições ortogonais<sup>11</sup> entre os valores desfasados do endividamento ( $D_{it}$ ) e o termo erro ( $\mu_{it}$ ),

de forma a gerar um estimador consistente quando  $N \rightarrow \infty$  e  $T$  é fixo. Logo, o estimador pode-se obter da seguinte forma:

$$\hat{\beta} = [\Delta X' Z A_T Z' \Delta X]^{-1} [\Delta X' Z A_T Z' \Delta D]$$

No estimador proposto por Arellano e Bond (1991) quando as variáveis desfasadas estão correlacionadas com as primeiras diferenças, poderá conduzir a estimadores viesados, sendo nestas circunstâncias os instrumentos disponíveis para a equação de primeiras diferenças considerados fracos (Blundell e Bond, 1998).

### 3.2.2.2 Estimador GMM System (1998)

Na determinação do estimador GMM System (1998), com o objectivo de superar algumas limitações do estimador GMM (1991), Blundell e Bond (1998) sugerem um sistema de equações com variáveis em nível e em primeiras diferenças. Assim, este sistema de equações do estimador GMM System (1998) combina em simultâneo um conjunto de equações em primeiras diferenças utilizando como instrumentos as variáveis desfasadas, e um conjunto adicional de equações em nível tendo como instrumentos as variáveis em primeiras diferenças desfasadas.

### 3.2.2.3 Estimador LSDVC (2005)

Bruno (2005) sugeriu que nas situações caracterizadas por um número não muito elevado  $n$  de dados seccionais, e consequentemente de observações  $nT$ , também não muito elevado, o recurso a estimadores dinâmicos, nomeadamen-

te GMM (1991) e GMM System (1998), em função do número reduzido de instrumentos obtidos pelos estimadores, pode originar o enviesamento dos parâmetros. Assim, Bruno (2005) no seu estudo introduziu-se o estimador LSDVC com a finalidade de analisar a robustez dos resultados obtidos da aplicação dos estimadores dinâmicos GMM (1991) e GMM (1998). Consequentemente, o estimador LSDVC é dado por:

$$\hat{\delta}_{LSDVC} = (W A_S W)^{-1} W A_S D$$

As Variáveis representam:

$W = [D_{-1} \quad I \quad X]$  matriz do conjunto de determinantes da empresa, bem como da variável dependente desfasada um período de tempo;  $A_S$  é uma matriz de dimensão  $(nT \times nT)$  simétrica e idêntica para eliminar as médias individuais.

Portanto, o estimador LSDVC proposto por Bruno (2005) permite atenuar possíveis estimações viesadas obtidas a partir de amostras com um número não muito elevado de observações, e analisar a robustez dos estimadores dinâmicos.

## 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

### 4.1 Variáveis

A tabela 4.1 apresenta as estatísticas da variável dependente e das variáveis independentes, consideradas no estudo dos determinantes da estrutura de capitais das empresas cotadas portuguesas no período de 1991-2004.

Tabela 4.1 - Estatísticas Descritivas

Variável	Observações	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
$D_{it}$	428	0.6436	0.1804	0.0608	1.2044
$TANG_{it}$	428	0.3684	0.1939	0.0012	0.9253
$SIZE_{it}$	428	19.073	1.8089	12.936	22.700
$EBITDA_{it}$	428	0.1095	0.0875	-0.4906	0.6442
$MTB_{it}$	412	1.3551	1.2574	0.3192	17.169

Conforme a tabela 4.1 constatamos que a volatilidade das variáveis não é muito elevada, já que os respectivos desvios padrões são inferiores às respectivas médias. No entanto, embora a volatilidade não seja muito elevada, verificamos que as diferenças entre os valores mínimos e máximos das variáveis assumem especial relevância.

De salientar, o endividamento das empresas cotadas portuguesas que apresenta valores em

termos médios de 0.64, com um valor mínimo 0.06 e máximo de 1.20. As empresas com um rácio de endividamento superior a 1, encontram-se numa situação de sobreendividamento, isto é, o capital próprio apresenta um valor negativo.

#### 4.2 Modelos de dados em painel

De seguida na tabela 4.2 apresentamos os resultados dos modelos de painel estáticos e procedemos à sua análise.

Tabela 4.2 – Modelos de Painel Estáticos

Variável Dependente: $D_{it}$			
Variáveis Independentes	OLS	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
$TANG_{it}$	-0.021124 (0.046069)	0.105583** (0.050707)	0.1575432*** (0.053958)
$SIZE_{it}$	0.026227*** (0.004808)	0.0600799*** (0.0073638)	0.079807*** (0.008638)
$EBITDA_{it}$	-0.555988*** (0.110062)	-0.571466*** (0.106671)	-0.527372*** (0.109913)
$MTB_{it}$	0.0007338 (0.006964)	0.0054992 (0.006289)	0.0086244 (0.006436)
Observações	412	412	412
LM ( $\chi^2$ )		273.52***	
Hausman ( $\chi^2$ )		21.67***	
R <sup>2</sup>	0.1036	0.2242	0.2314
Wald ( $\chi^2$ )		91.88***	
F(0,1)	11.76***		27.62***

Notas: 1. Desvios-padrão entre parêntesis. 2. O teste de Wald tem distribuição  $\chi^2$  e testa a hipótese nula de não significância conjunta dos parâmetros das variáveis explicativas, contra a hipótese alternativa de significância conjunta dos parâmetros das variáveis explicativas. 3. O teste F tem distribuição normal N (0,1) e testa a hipótese nula de não significância conjunta dos parâmetros estimados, contra a hipótese alternativa de significância conjunta dos parâmetros estimados. 4. \*\*\* significativo a 1% de significância; \*\* significativo a 5% de significância; \* significativo a 10% de significância. 5. As estimações incluem constante.

Pela análise dos resultados dos modelos de painel estáticos estimados, podemos concluir que:

- i. as variáveis independentes consideradas no presente estudo influenciam, na sua globalidade, o endividamento, já que em nenhuma circunstância se aceitou a hipótese nula de ausência de influência das variáveis independentes sobre o endividamento;
- ii. os efeitos individuais não observáveis são relevantes na explicação do endividamento, nos modelos estimados na medida em que, com base nos resultados do teste LM, rejeitamos para um nível de significância da 1% a hipótese nula, que enuncia a ausência de influência dos efeitos individuais não observáveis sobre o endividamento. Assim sendo, uma regressão OLS não é a forma mais adequada de proceder à estimação dos determinantes do endividamento;
- iii. os resultados do teste de *Hausman* permitem-nos concluir que existe correlação entre os efeitos individuais não observáveis e o endividamento, nos três modelos estimados, dado que, considerando um nível de significância de 1%, se rejeita a hipótese nula, a qual enuncia a ausência de correlação entre os efeitos individuais não observáveis e as variáveis explicativas. Com base nestes resultados, podemos concluir que a forma mais adequada

de proceder à estimação dos determinantes do endividamento é através de modelos de painel de efeitos fixos;

- iv. verifica-se uma relação positiva, e estatisticamente significativa, a 1% de significância, entre a tangibilidade dos activos e o endividamento e entre a dimensão e o nível de endividamento. Assim, podemos considerar como válida, pela aplicação dos modelos estáticos de painel, a teoria do *Trade-off*;
- v. existe uma relação negativa estatisticamente significativa a 1% de significância, entre a rentabilidade e o endividamento, pelo que se aceita como válida, pela aplicação dos modelos estáticos de painel, a teoria *Pecking Order*;
- vi. não existe uma relação estatisticamente significativa entre a variável MTB e o endividamento pelo que, pela aplicação dos modelos estáticos de painel não se pode validar a teoria do *Market Timing*.

### 4.3 Estimadores dinâmicos

Com o objectivo de verificarmos se as empresas ajustam o endividamento real em direcção ao nível óptimo de endividamento, e para comparar os resultados obtidos com os da aplicação dos modelos estáticos de painel, apresentamos os resultados dos estimadores dinâmicos de painel. A tabela 4.3 apresenta os resultados obtidos para o estimador Dinâmico GMM (1991):

Tabela 4.3 – Modelo Dinâmico GMM (1991)

Variável Dependente: $D_{it}$			
Variáveis Independentes	GMM (1991) I	GMM (1991) II	GMM (1991) III
$D_{it-1}$	0.4782999*** (0.064169)	0.4788128*** (0.0635246)	0.4794178*** (0.0636366)
$TANG_{it}$	0.0475166 (0.059860)	0.0465132 (0.0594066)	0.047682 (0.059461)
$SIZE_{it}$	0.0445026*** (0.0133041)	0.0495625*** (0.0133277)	0.0496844*** (0.0133419)
$EBITDA_{it}$		-0.3401944*** (0.109743)	-0.3431931*** (0.110257)
$MTB_{it}$			0.0031271 (0.007424)
Instrumentos	GMM	GMM	GMM
Observações	346	346	346
Wald ( $\chi^2$ )	72.14***	81.23***	81.21***
Sargan ( $\chi^2$ )	35.62	37.93	35.94
$m_1(0,1)$	-7.07***	-7.31***	-7.30***
$m_2(0,1)$	0.65	0.74	0.74

Notas: 1. Os instrumentos utilizados são  $(D_{it}, \sum_{s=1}^2 X_{it-s})$ . 2. O teste de Wald tem distribuição  $\chi^2$  e testa a hipótese nula de não significância conjunta dos parâmetros das variáveis explicativas, contra a hipótese alternativa de significância conjunta dos parâmetros das variáveis explicativas. 3. O teste de Sargan tem distribuição  $\chi^2$  e testa a hipótese nula de significância da validade dos instrumentos utilizados contra a hipótese alternativa de não validade dos instrumentos utilizados. 4. O teste  $m_1$  tem distribuição normal  $N(0,1)$  e testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem, contra a hipótese alternativa de existência de autocorrelação de primeira ordem. 5. O teste  $m_2$  tem distribuição normal  $N(0,1)$  e testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem contra a hipótese alternativa de existência de autocorrelação de segunda ordem. 6. Desvios padrões entre parêntesis. 7. \*\*\* significativo a 1% de significância; \*\* significativo a 5% de significância; \* significativo a 10% de significância. 8. As estimações incluem constante.

A aplicação do estimador GMM (1991), podemos concluir que não existe uma relação estatisticamente significativa entre a tangibilidade dos activos e o endividamento. O resultado é similar na aplicação dos três modelos considerados no presente estudo. A introdução das variáveis rendibilidade e MTB, não alteram a magnitude e significância estatística dos parâmetros estimados.

A variável dimensão está positivamente relacionada com o endividamento, sendo os parâmetros estimados, nos três modelos, estatisticamente significativos para um nível de signifi-

cância de 1%. De forma similar também, a introdução das variáveis rendibilidade e MTB não alteram a magnitude e significância estatística dos parâmetros estimados.

Contudo, verificamos a existência de uma relação negativa, e estatisticamente significativa para 1% de significância, entre a rendibilidade e o endividamento.

A introdução da variável MTB não altera a magnitude e significância estatística do parâmetro anteriormente estimado, como o verificado aquando da aplicação dos modelos de painel

estáticos, em que a variável MTB não apresentava uma relação estatisticamente significativa para os níveis de significância definidos.

Calculamos o coeficiente de correlação entre o endividamento do período actual e o endividamento do período imediatamente anterior,

obtendo-se um coeficiente de correlação de 0.7845. O elevado valor do coeficiente de correlação é indicativo de persistência da variável endividamento, pelo que embora o número de *cross sections* não seja muito reduzido, optamos por apresentar os resultados do estimador dinâmico GMM *System* (1998). Os resultados são apresentados na tabela 4.4.

**Tabela 4.4 - Modelo Dinâmico GMM *System* (1998)**

Variável Dependente: $D_{it}$			
Variáveis Independentes	GMM System (1998)	GMM System (1998)	GMM System (1998)
$D_{it-1}$	0.76261*** (0.06379)	0.717035*** (0.061533)	0.710647*** (0.060740)
$TANG_{it}$	0.125243 (0.08874)	0.115181 (0.085692)	0.1073419 (0.082643)
$SIZE_{it}$	0.014558 (0.011944)	0.0180984 (0.011514)	0.0184296* (0.010972)
$EBITDA_{it}$		-0.5539577*** (0.124482)	-0.575221*** (0.121881)
$MTB_{it}$			0.0035313 (0.009995)
Instrumentos	GMM System	GMM System	GMM System
Observações	387	387	387
F~N (0,1)	51.59***	45.75***	38.49***
Hansen ~N (0,1)	38.76	36.13	36.38
$m_1(0,1)$	-6.76***	-6.83***	-6.77***
$m_2(0,1)$	1.08	1.07	1.07

1. Os instrumentos são:  $(D_{it}, \sum_{k=1}^2 X_{it-k})$ , para as equações em primeiras diferenças e  $(\Delta D_{it}, \sum_{k=1}^2 X_{it-k})$ , para as equações em níveis. 2. O teste F tem distribuição N (0,1) e testa a hipótese nula de não significância conjunta dos parâmetros das variáveis explicativas, contra a hipótese alternativa de significância conjunta dos parâmetros das variáveis explicativas. 3. O teste de Hansen tem distribuição N (0,1) e testa a hipótese nula de significância da validade dos instrumentos utilizados contra a hipótese alternativa de não validade dos instrumentos utilizados. 4. O teste  $m_1$  tem distribuição normal N (0,1) e testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem, contra a hipótese alternativa de existência de autocorrelação de primeira ordem. 5. O teste  $m_2$  tem distribuição normal N (0,1) e testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem contra a hipótese alternativa de existência de autocorrelação de segunda ordem. 6. Desvios padrões entre parêntesis. 7. \*\*\* significativo a 1% de significância; \*\* significativo a 5% de significância; \* significativo a 10% de significância. 8. As estimações incluem constante.

De seguida na tabela 4.5 e 4.6 apresentamos os resultados da correcção dos dois estimadores,

GMM (1991) e GMM *System* (1998). Os resultados são apresentados nas seguintes tabelas.

**Tabela 4.5 – Estimador LSDVC (Regressão de Convergência - Correção FE-GMM (1991))**

Variável Dependente: $D_{it}$			
Variáveis Independentes	GMM System (1998)	GMM System (1998)	GMM System (1998)
$D_{it-1}$	0.660076*** (0.04580)	0.6361096*** (0.042961)	0.6346379*** (0.0433249)
$TANG_{it}$	0.089082* (0.051485)	0.1011151** (0.0498955)	0.1005715** (0.0498348)
$SIZE_{it}$	0.038410*** (0.008775)	0.0405245*** (0.0085493)	0.0403162*** (0.0085475)
$EBITDA_{it}$		-0.3627859*** (0.1052964)	-0.3755944*** (0.105764)
$MTB_{it}$			0.0093275 (0.007863)
Observações	346	346	346

Desvios padrões entre parêntesis. 2. \*\*\* significativo a 1% de significância; \*\* significativo a 5% de significância; \* significativo a 10% de significância.

**Tabela 4.6 – Estimador LSDVC (Regressão de Convergência - Correção FE-GMM (1998))**

Variável Dependente: $D_{it}$			
Variáveis Independentes	GMM System (1998)	GMM System (1998)	GMM System (1998)
$D_{it-1}$	0.718295*** (0.047394)	0.6842715*** (0.0447632)	0.6823874*** (0.0450223)
$TANG_{it}$	0.089638* (0.052066)	0.1013202** (0.050047)	0.1007727** (0.0499313)
$SIZE_{it}$	0.0385622*** (0.0091395)	0.0404297*** (0.0088233)	0.0401832*** (0.0087935)
$EBITDA_{it}$		-0.3557891*** (0.105803)	-0.3676183*** (0.1060747)
$MTB_{it}$			0.0089407 (0.0078333)
Observações	387	387	387

1. Desvios padrões entre parêntesis. 2. \*\*\* significativo a 1% de significância; \*\* significativo a 5% de significância; \* significativo a 10% de significância.

A evidência dos resultados obtidos na aplicação do estimador LSDVC (2005) de correcção de efeitos fixos, permite-nos concluir que somente a variável MTB não apresenta significância estatística.

Da análise dos resultados dos modelos GMM (1991), GMM *System* (1998) e LSDVC (2005) podemos retirar as seguintes conclusões:

- i. os resultados dos testes de *Wald* e F indicam-nos que, na totalidade dos modelos estimados, podemos rejeitar a hipótese nula a 1% de significância, implicando que as variáveis explicativas na sua globalidade são determinantes do nível de endividamento;
- ii. pela aplicação dos estimadores dinâmicos GMM (1991) e GMM *System* (1998), podemos concluir, observando os resultados dos testes de *Sargan* e *Hansen* respectivamente, que não se pode rejeitar a hipótese nula de validade dos instrumentos e consequentes restrições. Os resultados dos testes de autocorrelação de segunda ordem, independentemente do modelo estimado e estimador utilizado, indicam-nos que não se pode rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de segunda ordem. Com base nestes resultados, podemos concluir, que aplicação dos estimadores GMM (1991) e GMM *system* (1998) são válidos;
- iii. o coeficiente que mede o impacto do endividamento do período anterior sobre o endividamento do período actual é positivo, e estatisticamente significativo a 1% de significância, variando entre 0.478 e 0.762, consoante o modelo e estimador utilizados, pelo que o coeficiente de ajustamento do nível de endividamento real

- em direcção ao nível óptimo de endividamento varia entre 0.238 e 0.522. Da aplicação do estimador LSDVC (2005) resulta uma menor variação do coeficiente que mede o impacto do endividamento do período anterior sobre o endividamento do período actual, variando entre 0.634 e 0.718. Nestas circunstâncias, o coeficiente de ajustamento do nível de endividamento real em direcção ao nível óptimo de endividamento entre 0.282 e 0.366. O ajustamento no estudo de Kremp et al. (1999) assume o valor de 0.53 para Alemanha e de 0.28 para a França, Shyam-Sunder e Myers (1999) obtêm 0.59 para os Estados Unidos, Miguel e Pindado (2001) 0.79 para a Espanha, Ozkan (2001) obtêm 0.57 para o Reino Unido e Gaud et. al. (2005) obtêm valores compreendidos entre 0.14 e 0.387 para a Suíça. Os valores obtidos no presente estudo aproximam-se dos obtidos para os casos Francês e Suíço;
- iv. da aplicação dos estimadores GMM (1991) e GMM *System* (1998) obteve-se uma relação positiva, mas estatisticamente não significativa, entre a tangibilidade dos activos e o endividamento. Contudo, após a aplicação do estimador LSDVC (2005) essa relação passou a ser estatisticamente significativa. Assim sendo, podemos concluir, pela aplicação dos estimadores dinâmicos, que existe uma relação positiva, e estatisticamente significativa, entre a tangibilidade dos activos e o endividamento;
  - v. embora estatisticamente pouco significativa pela aplicação do estimador GMM *system* (1998), a relação entre a dimensão e o endividamento é estatisticamente

significativa pela aplicação dos estimadores GMM (1991) e LSDVC (2005). Assim sendo, podemos concluir que, pela aplicação dos estimadores dinâmicos, existe uma relação positiva, e estatisticamente significativa, entre a dimensão e o endividamento;

- vi. a relação entre a rendibilidade e a o endividamento revelou-se estatisticamente significativa, independentemente do estimador dinâmico utilizado, pelo que podemos concluir que existe uma relação negativa, e estatisticamente significativa, entre a rendibilidade e o endividamento;
- vii. pela aplicação dos estimadores dinâmicos, concluímos sempre, que a relação entre o rácio MTB e o endividamento não é estatisticamente significativa. Assim sendo concluímos, pela aplicação dos estimadores dinâmicos, que não existe relação entre o rácio MTB e o endividamento.

#### 4.4 Relação Não Linear Entre a Variável “Market-to-Book” e o Endividamento

Serrasqueiro e Nunes (2006b) concluem que a relação entre alguns determinantes e o endividamento poderá não ser linear. Os autores

mostram que a influência da dimensão e da variável que  $q$  de Tobin, *proxy* das oportunidades de crescimento<sup>12</sup>, sobre o endividamento é estatisticamente não significativa, quando se considera relações lineares quadráticas entre o  $q$  de Tobin e o endividamento, mas altamente significativa quando se considera uma função cúbica do  $q$  de Tobin. Os autores concluem que empresas com baixas e elevadas oportunidades de crescimento recorrem mais ao endividamento, enquanto que empresas com oportunidades de crescimento intermédias recorrem menos ao endividamento. As conclusões dos autores são suportadas pela aplicação de modelos estáticos de painel e de estimadores dinâmicos (GMM (1991), GMM *system* (1998) e LSDVC (2005)).

No presente estudo vamos utilizar a metodologia de Serrasqueiro e Nunes (2006b), testando a possibilidade de existência de uma relação cúbica entre a variável MTB e o endividamento.

De seguida, na tabela 4.7 apresentamos os resultados dos modelos de painel estáticos considerando, em vez de uma relação linear entre o endividamento e a variável MTB, uma relação cúbica. Os resultados são apresentados na tabela seguinte.

---

12- Esta *proxy* no presente estudo corresponde à variável MTB.

**Tabela 4.7 – Modelo Dinâmico GMM (1991), GMM System (1998) e LSDV (2005)  
(Função Cúbica do MTB)**

Variável Dependente: $D_{it}$				
Variáveis Independentes	GMM (1991) I	GMM System (1998)	LSDV (2005) (GMM, 1991)	LSDV(2005) (GMM System, 1998)
$D_{it-1}$	0.4533766*** (0.062853)	0.7465476*** (0.1176855)	0.6103496*** (0.0440439)	0.658421*** (0.0453455)
$TANG_{it}$	0.0492274 (0.0583215)	0.1053547 (0.0827777)	0.0982985** (0.0496441)	0.0980788** (0.049619)
$SIZE_{it}$	0.0449127*** (0.0131321)	0.0138215*** (0.0048659)	0.0368854*** (0.0086574)	0.0367473*** (0.0089181)
$EBITDA_{it}$	-0.3398861*** (0.1085207)	-1.379393*** (0.3258242)	-0.3856048*** (0.1072473)	-0.3771439*** (0.1074187)
$MTB_{it}$	0.0897071** (0.0405404)	0.441815*** (0.1016132)	0.1354211*** (0.0405714)	0.132279*** (0.0406219)
$MTB_{it}^2$	-0.0218724** (0.0093368)	-0.1504784*** (0.0458435)	-0.0290259*** (0.0091715)	-0.0286216*** (0.0092007)
$MTB_{it}^3$	0.001236** (0.000524)	0.0140576** (0.0067603)	0.0015427*** (0.0005111)	0.0015292 (0.000513)
Instrumentos	GMM	GMM System		
Observações	346	387	346	387
F~N (0,1)		17.53***		
Wald ( $\chi^2$ )	88.39***			
Hansen F~N (0,1)		11.93		
Sargan ( $\chi^2$ )	32.07			
$m_1(0,1)$	-7.12***	-2.35**		
$m_2(0,1)$	0.55	-1.53		

Notas: 1. Segundo o estimador GMM (1991) os instrumentos utilizados são: ( $D_{it}$ ,  $\sum_{k=1}^2 X_{it-k}$ ). 2. Segundo o estimador GMM System (1998), os instrumentos são: ( $D_{it}$ ,  $\sum_{k=1}^2 \Delta X_{it-k}$ ) para as equações em primeiras diferenças e ( $\Delta D_{it}$ ,  $\sum_{k=1}^2 X_{it-k}$ ) para as equações em níveis. 3. Desvios padrões entre parêntesis. 10. \*\*\* significativo a 1% de significância; \*\* significativo a 5% de significância; \* significativo a 10% de significância. 3. As estimações incluem constante.

A consideração de uma função cúbica do rácio MTB não se traduz numa alteração significativa dos restantes parâmetros estimados, no que concerne à sua magnitude e significância estatística, principalmente quando se aplica o estimador dinâmico LSDVC (2005).

A relação entre o rácio MTB e o endividamento, quando se considera uma função cúbica, em detrimento de uma função linear, passa a ser

estatisticamente significativa. Os resultados evidenciam que empresas com baixos e elevados valores do rácio MTB recorrem mais ao endividamento, enquanto que empresas com rácios intermédios da variável MTB recorrem menos ao endividamento.

A teoria do *Market Timing* não se revelou significativa, quando se considera uma relação linear, na explicação da estrutura de capitais das

empresas cotadas portuguesas. No entanto, quando se considera uma função cúbica, a relação entre o rácio MTB e o endividamento é altamente significativa. Este resultado permite-nos concluir que empresas com baixos e elevados rácios MTB, recorrem mais ao endividamento, enquanto que empresas com níveis intermédios de rácios MTB recorrem menos ao endividamento. Assim sendo, podemos concluir que a teoria do *Market Timing* só pode ser considerada explicativa da estrutura de capitais das empresas portuguesas cotadas em Bolsa, para o caso das empresas apresentarem níveis intermédios do rácio MTB, não se verificando essa relação para as empresas com baixos e elevados rácios MTB.

## 5. CONCLUSÕES

No decorrer do presente trabalho evidenciamos a problemática acerca de quais os factores que poderão influenciar a estrutura de capitais das empresas sob a perspectiva de três abordagens teóricas, designadamente a teoria do *Trade-off*, a teoria da *Pecking Order* e a teoria do *Market Timing*, recorrendo aos modelos estáticos de painel e estimadores dinâmicos para realizar a respectiva validação das teorias.

Os determinantes da estrutura de capitais das empresas cotadas portuguesas não financeiras, que se apresentaram significativos na explicação do endividamento são: a tangibilidade dos activos, a dimensão e rendibilidade da empresa. Todavia, o rácio MTB apenas evidencia uma relação significativa quando se considera uma relação não linear do rácio MTB com endividamento da empresa.

No entanto, quando se considera uma função cúbica do rácio MTB, a relação entre esta variável e o endividamento é estatisticamente

significativa. Os resultados mostram que empresas com baixos e elevados rácios MTB recorrem mais ao endividamento, enquanto que as empresas com rácios MTB intermédios de endividamento recorrem menos ao endividamento.

Considerando a problemática em análise torna-se imperativo apresentar as conclusões sob o ponto de vista das três teorias abordadas ao longo do presente estudo, nomeadamente a teoria do *Trade-off*, a teoria da *Pecking Order* e a teoria do *Market Timing*.

A teoria do *Trade-off* foi testada através das variáveis tangibilidade dos activos e dimensão da empresa. A tangibilidade dos activos está relacionada positivamente com o nível de endividamento das empresas cotadas portuguesas, confirmando o previsto pela teoria *Trade-off*, em que as empresas com maior grau de activos tangíveis apresentam montantes de dívida mais elevados, na medida em que dispõem de um maior número de activos para serem utilizados como colaterais no processo de obtenção de crédito.

A variável dimensão da empresa no presente estudo também está relacionada positivamente com o nível de endividamento, confirmando a teoria do *Trade-off*, de acordo com a qual as empresas de grande dimensão apresentam maiores níveis de endividamento, dado que a menor probabilidade de falência, maior possibilidade de obtenção de facilidades no acesso ao mercado de capitais, implica a obtenção de crédito a custos relativamente inferiores.

No presente estudo, adicionalmente, para testar a validade da teoria do *Trade-off* também se estimou o coeficiente de ajustamento do nível de endividamento real em direcção ao nível

ótimo de endividamento. O parâmetro estimado, confirma a existência de um ajustamento do nível de endividamento real em direcção nível ótimo de endividamento. No entanto, a possibilidade de existência de imperfeições de mercado impedem que esse ajustamento seja total.

A teoria da *Pecking Order* foi testada com base na rendibilidade da empresa e o seu relacionamento com o endividamento. Os resultados indicam a existência de uma relação negativa entre a rendibilidade e o endividamento, confirmando que quanto maior a rendibilidade da empresa, maior o nível de autofinanciamento e consequentemente, menor o endividamento.

A teoria *Market Timing* foi testada através do rácio MTB. Na estimação dos modelos quando se considerou uma relação linear entre o rácio MTB e o endividamento da empresa verificou-se a existência de uma relação não estatisticamente significativa. Contudo, quando se considerou uma relação não linear entre o rácio MTB e o endividamento, nomeadamente uma função cúbica do rácio MTB, verificou-se a existência de uma relação estatisticamente significativa. As empresas com baixos e elevados rácios

MTB recorrem mais ao endividamento, enquanto, que as empresas com níveis intermédios do rácio MTB recorrem menos ao endividamento.

Assim, apenas se confirma a teoria do *Market Timing* para as empresas cotadas portuguesas que apresentam níveis intermédios do rácio MTB, concluindo-se que os gestores destas empresas temporizam o mercado de acções, diminuindo o nível de endividamento através da obtenção de fundos, quando o valor se encontra sobreavaliado pelo mercado.

O presente estudo centra-se na determinação do comportamento das empresas cotadas portuguesas, para o período decorrente entre 1991 e 2004. Podemos concluir que o endividamento das empresas cotadas portuguesas não varia de forma aleatória, mas reflecte um comportamento previsto pelas principais teorias do *Trade-off* e da teoria da *Pecking Order*. Todavia, em função dos resultados obtidos pela *proxy* da teoria *Market Timing*, só podemos concluir que a teoria do *Market Timing* se verifica, na explicação da estrutura de capitais das empresas não financeiras portuguesas, no caso das empresas com um rácio MTB intermédio.



## ANEXO A

Tabela A.1 – Listagem das empresas do painel que realizaram OPI após 1991

<b>Empresa</b>	<b>FTSE</b>	<b>Subsector</b>
Brisa	596	Transportes Ferroviários, Rodoviários e Carga
Cimpor-SGPS	132	Construção e Materiais de Construção
CIN	113	Indústrias Químicas - Commodities
CIRES	113	Indústrias Químicas - Commodities
Cofina-SGPS	156	Papel
Colep Portugal	113	Indústrias Químicas - Commodities
Compta	972	Serviços Informáticos
Corticeira Amorim	416	Bebidas - Destilarias e produto de vinho
EDP	720	Electricidade
EFACEC	2737	Equipamento Electrónico
FISIPE	137	Construção e Outros Tipos
Grão Pará	113	Indústrias Químicas - Commodities
Grupo Média Capital	542	Televisão e Rádio - Fornecedores
Ibersol-SGPS	539	Restaurantes e Bares
IMPRESA-SGPS	542	Televisão e Rádio - Fornecedores
INAPA	156	Papel
Jerónimo Martins	630	Retalhistas - Alimentação e Medicamentos
Lisgráfica	547	Edição e Impressão
Modelo & Continente	630	Retalhistas - Alimentação e Medicamentos
Mota-Engil	137	Construção e Outros Tipos
Novabase-SGPS	972	Serviços Informáticos
OREY	597	Transportes Marítimos / Fluviais e Portos
Papelaria Fernandes	156	Papel
Pararede-SGPS	972	Serviços Informáticos
Portucel-Emp. Prod. Pasi	156	Papel
PT Multimédia, SGPS	543	Cabo e Satélite
REDITUS	972	Serviços Informáticos
SAG GEST - Sol. Aut. GI	318	Distribuição de Veículos
Salvador Caetano	263	Veículos Comerciais e Camiões
Semapa	132	Construção e Materiais de Construção
Soares da Costa	137	Construção e Outros Tipos
Sonae Imobiliária-SGPS	862	Imobiliário - Propriedade e Desenvolvimento
Sonae Industria	862	Imobiliário - Propriedade e Desenvolvimento
Sonae SGPS	630	Retalhistas - Alimentação e Medicamentos
Sonae.Com, SGPS, S.A.	678	Serviços de Telecomunicações Móveis
Sumolis	418	Refrigerantes
Teixeira Duarte	137	Construção e Outros Tipos
Telecom	673	Serviços de Telecomunicações Fixas
TERTIR	597	Transportes Marítimos / Fluviais e Portos
Vista Alegre Atlantis	345	Electrodomésticos e Artigos de uso Doméstico
Vodafone Telecel	678	Serviços de Telecomunicações Móveis

## ANEXO B

Tabela B.1 – Medida das variáveis

Variáveis	Denominação	Proxies
Endividamento	$Y$	$\frac{\text{Passivo}}{\text{Activo Líquido Total}}$
Tangibilidade dos Activos (TANG)	$X_1$	$\frac{\text{Imobilizado Corpóreo Líquido}}{\text{Activo Líquido Total}}$
Dimensão (SIZE)	$X_2$	LN (Vendas + Prestação de Serviços)
Rendibilidade (EBITDA)	$X_3$	$\frac{\text{EBITDA}}{\text{Activo Líquido Total}}$
<i>Market-to-Book</i> (MTB)	$X_4$	$\frac{\text{Valor de Mercado Activos}}{\text{Valor Constabilístico Activos}}$

## REFERÊNCIAS

- AIVAZIAN, V., GE. Y. e QIU, J. (2005), “**The Impact of Leverage on Firm Investment: Canadian Evidence**”, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 11, N.º 1-2, pp. 277-291.
- ARRELANO, M. e BOND, S.R. (1991), “*Some test f specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations*”, *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 277-297.
- ARRELANO, M. e BOND, S.R. (1998), “*Dynamic panel data estimation using DPD98 for GAUSS: a guide for users*”, Mimeo, Institute For Fiscal Studies, London.
- BAKER, M. e WURGLER, J. (2002), “*Market timing and capital structure*”, *The Journal of Finance*, Vol. 57, N.º 1, pp.1-32.
- BAXTER, N. (1967), “*Leverage, risk of ruin, and the cost of capital*”, *Journal of Finance*, Vol. 2, pp. N.º 3, 395-404.
- BHADURI, S.N. (2002), “Determinants of capital structure choice: a study of the Indian corporate sector”, *Applied Financial Economics*, Vol. 12, pp. 655-665.
- BLUNDELL, R.W. e BOND, S.R. (1998), “*Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*”, *Journal of Econometrics*, Vol. 87, N.º 1, pp. 115-143.
- BLUNDELL, R.W. e BOND, S.R. (2000). “*GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions*”. *Econometric Reviews*, 19(3), 321-340
- BLUNDELL, R., BOND, S. e WINDMEIJER, F. (2000), “*Estimation in dynamic panel models: Improving on the performance of the standard GMM estimator in Advances in econometrics*”, Vol. 15: Non-stationary panels, panel cointegration, and dynamic panels, B. Baltagi (ed), JAI Elsevier Science.
- BOND, S., HOEFFLER, A. e TEMPLE, J. (2001), “GMM Estimation of Empirical Growth Models”, University of Oxford, Institute for Fiscal Studies.
- BREANNAN, M.J. e SCHWARTZ, E.S. (1978), “Corporate income taxes, valuation and the problem of and optimal capital structure”, *Journal of Business*, Vol. 51, N.º 1, pp. 103-114.
- BRUNO, G. (2005), “*Approximating the Bias of LSDV Estimation the Bias of LSDV Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Models*”, *Economic Letters*, Vol. 87, N.º 3, pp. 361-366.
- BVL (1993), *Sociedades com acções admitidas à cotação – mercado de cotações oficiais 1992*, Associação da Bolsa de Valores de Lisboa, Lisboa.
- BVL (1994), *Sociedades com acções admitidas à cotação – mercado de cotações oficiais 1993*, Bolsa de Valores de Lisboa, Lisboa.
- BVL (1995), *Sociedades com acções admitidas à cotação – mercado de cotações oficiais e segundo mercado 1994*, Bolsa de Valores de Lisboa, Lisboa.

## REFERÊNCIAS

- BVL (1996), *Sociedades com acções admitidas à cotação – mercado de cotações oficiais 1995*, Bolsa de Valores de Lisboa, Lisboa.
- BVL (1997), *Sociedades cotadas 1996*, Bolsa de Valores de Lisboa, Lisboa.
- BVL (1998), *Sociedades cotadas 1997*, Bolsa de Valores de Lisboa, Lisboa.
- DE ANGELO, HARRY e MASULIS, RONALD W. (1980), “*Optimal capital structure under corporate and personal taxation*”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, N.º 1, pp. 3-29.
- DONALDSON, G. (1961), *Corporate Debt Capacity: a Study of Corporate Debt Policy and the Determination of Corporate Debt Capacity*. Boston Division of Research, Harvard Graduate School of Business Administration.
- FLANNERY, M. E RANGAN, K. (2005), “*Partial adjustment and target capital structures*”, *Journal of Financial Economics*, forthcoming.
- FRANK, M. e GOYAL (2004), “*The effect of market conditions on capital structure adjustment*”, *Finance Research Letters*, Vol. 1, N.º 1, pp.47-55.
- DANG, V.A. (2005), “*Testing the trade-off and pecking order theories: some UK evidence*”, Draft, University of Leeds.
- GAUD, P., JANI, E., HOESLI, M. e BENDER, A. (2005), “*The capital structure of Swiss companies: an empirical analysis using dynamic panel data*”, *European Financial Management*, Vol. 11, N.º 1, pp.51-69.
- GREENE, W. (2000), *Econometric Analysis*, Macmillan, Forth edition, New York.
- HARRIS, M. e RAVIV, A. (1991), “*The theory of capital structure*”, *Journal of Finance*, Vol. 46, N.º 1, pp. 55-86.
- HAUGEN, R. e SENBET, L. (1978), “*The insignificance of bankruptcy costs to the theory of optimal capital structure*”, *Journal of Finance*, Vol. 33, N.º 2, pp. 383-393.
- HOVAKIMIAN, A. (2004), “*Are Observed Capital Structures Determined by Equity Market Timing?*”, Baruch College.
- HOVAKIMIAN, A., OPLER, T. e TITMAN, S. (2001), “*The debt-equity choice*”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 36, N.º 1, pp. 1-24.
- HSIAO, C. (1986), *Analysis of panel data*, Cambridge: University of Cambridge.
- JOHNSTON, J. e DINARDO, J. (2001), *Métodos Económicos*, McGraw-Hill, 4ª Edição, Lisboa.
- KAYHAN, A., TITMAN, S. (2004), “*Firms’ histories and their capital structure*”, working paper.

## REFERÊNCIAS

- KELLER, G. e WARRACK, B. (2000), *Statistics for management and economics*, Thomson Learning, Fifth Edition, International Edition.
- KIM, H. (1978), “*A mean-variance theory of optimal capital structure and corporate debt capacity*”, *The Journal of Finance*, Vol. 33, N.º 1, pp. 45-64.
- KRAUS, A. e LITZENBERGER, R.H. (1973), “*A state-preference model of optimal financial leverage*”, *The Journal of Finance*, Vol. 28, N.º 4, pp. 911-922.
- LOOF, H. (2003), “*Dynamic optimal capital structure and technical change*”, *Structural Change and Economic Dynamics*, forthcoming.
- MILLER, M.H. (1977), “*Debt and taxes*”, *The Journal of Finance*, Vol. 32, N.º 2, pp. 261-275.
- MODIGLIANI, F. e MILLER, M.H. (1958), “*The cost of capital, corporation finance and theory of investment*”, *The American Economic Review*, Vol. 48, N.º 3, pp. 261-297.
- MODIGLIANI, F. e MILLER, M.H. (1963), “*Corporate income taxes and the cost of capital: a correction*”, *The American Economic Review*, Vol. 53, N.º 3, pp. 433-443.
- MYERS, S.C. (1984), “*The capital structure puzzle*”, *Journal of Finance*, Vol. 39, N.º 3, pp. 575-592.
- MYERS, S. e ROBICHEK, A. A. (1965), *Optimal Financing Decisions*, (ed.) Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey; USA, Second Edition.
- MYERS, S.C. e MAJLUF, N.S. (1984), “*Corporate financing and investments decisions when firms have information that investors do not have*”, *Journal of Finance Economics*, (June), pp. 187-222.
- OZKAN, A. (2001), “*Determinants of capital structure and adjustments to long run target: evidence from UK company panel data*”, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 28, pp. 175-199.
- RAJAN, R.G. e ZINGALES, L. (1995), “*What do we know about capital structure? Some evidence from international data*”, *The Journal of Finance*, Vol. 50, N.º 5, pp. 1421-1447.
- ROSS, S.A. (1977), “*The determination of financial structure: the incentive-signalling approach*”, *Bell Journal of Economics*, Vol. 8, N.º 1, pp. 23-40.
- SCOTT, J. (1976), “*A theory of optimal capital structure*”, *Bell Journal of Economics*, Spring, pp. 33-54.
- SERRAQUEIRO, Z. e NUNES, P. (2006a), “*Determinants of capital structure: comparison of empirical evidence from the use of different estimators*”, artigo submetido a *Revista Internacional*.

**REFERÊNCIAS**

SERRASQUEIRO, Z. e NUNES, P (2006b), *“Growth opportunities and leverage: empirical evidence of cubic relationship”*, Working Paper.

STIGLITZ, J. (1969), “On some aspects of pure theory of corporate finance, bankruptcies and take-overs”, *Bell Journal of Economics*, Vol. 3, pp. 458-482.

WARNER, J. (1977), *“Bankruptcy costs: some evidence”*, *Journal of Finance*, Vol. 32, pp.337-348.

WELCH, I. (2004), *“Capital structure and stock returns”*, *Journal of Political Economy*, Vol. 112, N.º 1, pp. 106-131.