



ANÁLISE DA ESTRUTURA DE CAPITAL E VELOCIDADE DE AJUSTE DAS EMPRESAS  
DE PETRÓLEO E GÁS À NÍVEL INTERNACIONAL

Gláucio Henrique Batista de Barros

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Engenharia de Produção, COPPE, da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Engenharia de Produção.

Orientador: Heloisa Márcia Pires

Rio de Janeiro

Agosto de 2013

ANÁLISE DA ESTRUTURA DE CAPITAL E VELOCIDADE DE AJUSTE DAS EMPRESAS  
DE PETRÓLEO E GÁS À NÍVEL INTERNACIONAL

Gláucio Henrique Batista de Barros

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DO INSTITUTO ALBERTO LUIZ  
COIMBRA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA DE ENGENHARIA (COPPE) DA  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO COMO PARTE DOS REQUISITOS  
NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE EM CIÊNCIAS EM  
ENGENHARIA DE PRODUÇÃO.

Examinada por:

---

Prof.<sup>a</sup> Heloisa Márcia Pires, DSc.

---

Prof. Elton Fernandes ,Ph.D.

---

Prof. Nelson Francisco Favila Ebecken, DSc.

RIO DE JANEIRO, RJ - BRASIL

AGOSTO DE 2013

Barros, Gláucio Henrique Batista de

Análise da Estrutura de Capital e Velocidade de Ajuste das Empresas de Petróleo e Gás à Nível Internacional/ Gláucio Henrique Batista de Barros. – Rio de Janeiro: UFRJ/COPPE, 2013.

XXI, 115 p.: il.; 29,7 cm.

Orientador: Heloisa Márcia Pires

Dissertação (mestrado) – UFRJ/ COPPE/ Programa de Engenharia de Produção, 2013.

Referências Bibliográficas: p. 52-59.

1. Estrutura de Capital. 2. Teoria do *Trade off*.  
3. Velocidade de Ajuste. I. Pires, Heloisa Márcia. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE, Programa de Engenharia de Produção III. Título.

## AGRADECIMENTOS AGRADECIMENTOS

Primeiramente, a Deus por me transmitir a força e persistência necessárias para ultrapassar os obstáculos não apenas de todo o curso, mas principalmente os do meu primeiro período na COPPE/UFRJ assistindo aulas na Pesquisa Operacional.

Aos meus pais: Edésio Teixeira de Barros e Maria do Socorro Batista de Barros por terem ensinado ao seu filho ter coragem mesmo nos momentos em que as coisas não parecem dar certo. E minha irmã Glauciene pela paciência.

À Força Aérea Brasileira com destaque ao Cel.-Av. Marcelo Mendes Ribeiro, Cel.-Av. José Madureira Júnior e Cel.-Av. Álvaro Wolney Guimarães por terem autorizado esse teimoso graduado à prestar o processo de seleção, cursar e dispensar esse militar dos envolvimento da Base Aérea do Galeão e deslocamentos da Seção de Tráfego Aéreo Internacional.

Aos amigos e companheiros de trabalho da STAI-GL (Peeters, Ciro, Adeilson, Costa, Flávio e Jefferson) pela compreensão em relação às minhas ausências nas atividades da Seção pois, em muitas ocasiões, tiveram que sacrificar suas vidas pessoais e convívio familiar nos longos períodos de afastamento do Rio de Janeiro em cursos fora de sede, na sala rádio dos Jogos Militares e nas representações da Rio +20.

À amiga Flávia Maria Lima pelo auxílio na base de dados no IBMEC-RJ.

À minha namorada Geiza Maria Hamazaki pela paciência e pelo auxílio nos momentos de programação em C para a matéria Meta heurísticas e Otimização Combinatória, ao amigo Bruno Lopes pelas dicas de implementação do software R e à professora Heloisa Quaresma da UNIRIO pelo apoio no pôster do ENEGEP 2012.

Aos colegas de Mestrado da PO: Marcos dos Santos (pela fidalguia naval), Cachimo Assame, Ricardo Gabbay, Gustavo Bittencourt, Miranda Maualo, Noéle de Melo, Estevão Alvarenga, Ramon Bittencourt. Da APIT: Telma Teixeira, Laura Valencia e Ricardo Terra.

À minha orientadora Heloisa Márcia Pires pelo apoio em todo o curso.

Aos professores da PO: Basílio Bragança Pereira pelos ensinamentos em Estatística, Marcos Pereira Estellita Lins por me ensinar que algumas vezes precisamos repensar nossas estratégias e Mário Jorge Ferreira de Oliveira pelos ensinamentos na matéria Simulação, apoio na apresentação do SPOLM 2012 e pelo favor prestado no ORAHS 2013.

Não poderia esquecer do professor Samuel Jurkiewicz pelo apoio prestado para o ICIEOM 2013.e do professor Carlos Alberto Nunes Cosenza exemplo de profissionalismo e humildade que serve de inspiração à todos os estudantes.

Resumo da Dissertação apresentada à COPPE/UFRJ como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Mestre em Ciências (M.Sc.)

ANÁLISE DA ESTRUTURA DE CAPITAL E VELOCIDADE DE AJUSTE DAS EMPRESAS  
DE PETRÓLEO E GÁS À NÍVEL INTERNACIONAL

Gláucio Henrique Batista de Barros

Agosto /2013

Orientador: Heloisa Márcia Pires

Programa: Engenharia de Produção

Este trabalho investiga a velocidade de ajuste das estruturas de capital das principais empresas de petróleo e gás ao redor do mundo. Através do modelo econométrico de Mark Flannery e da utilização dos estimadores de Mínimos Momentos Generalizados (GMM) e Sistemas de Mínimos Momentos Generalizados ( System GMM) de Blundel e Bond próprios para o uso em dados em painel dinâmicos é efetuada a comparação dessas velocidades de acordo com as regiões de operação. Os resultados comprovam a influência dos custos diferenciados de transação no tempo de recuperação das firmas de petróleo e gás em direção a um nível de alavancagem meta.

Abstract of Dissertation presented to COPPE/UFRJ as a partial fulfillment of the requirements for the degree of Master of Science (M.Sc.)

INTERNATIONAL ANALYSIS OF CAPITAL STRUCTURE AND SPEED OF  
ADJUSTMENT OF OIL AND GAS COMPANIES

Gláucio Henrique Batista de Barros

August/2013

Advisor: Heloisa Márcia Pires

Department: Industrial Engineering

This work investigates the speed of adjustment of capital structures of the major oil and gas companies around the world. Using the Mark Flannery Econometric Model and Generalized Minimum Moments (GMM) and Systems of Generalized Minimum Moments (System GMM) of Blundel Bond estimators suitable for use in dynamic panel data is performed to compare these speeds according to regions operations. The results show the influence of different transaction costs in time recovery of oil and gas firms in toward a target leverage level.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Respostas do questionário de que se os gestores buscam um nível de alavancagem meta. Retirado de Graham/Harvey(2001) .....	12
Figura 2: Heterogeneidade ao longo dos anos .....	27
Figura 3: Localização regional das Empresas .....	103

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1: Componentes do vetor de características utilizados no modelo e suas influências na velocidade de ajuste da estrutura de capital.....	26
TABELA2: Resultados das regressões do painel mundo não balanceado .....	35
TABELA3- Resultados das regressões do painel mundo não balanceado.....	37
TABELA4- Resultados das regressões do painel mundo não balanceado.....	39
TABELA5- Resultados das regressões do painel Europa.....	41
TABELA6 - Resultados das regressões do painel Ásia e Oceania.....	44
TABELA7 - Resultados das regressões painel Estados Unidos e Canadá.....	46
TABELA8-. Comparação das velocidades de ajuste de acordo com a região e os diferentes métodos de estimação disponíveis .....	49
TABELA9-Gráfico comparativo .....	50
TABELA10- Matriz de correlação .....	51

## Sumário

1.Introdução .....	1
2. As características econômicas da indústria do petróleo.....	4
3. A determinação dos investimentos em exploração e produção.....	8
3.1 - A Estrutura de Riscos do Segmento Exploração e Produção.....	9
4. Estrutura de capital – dívida versus patrimônio líquido .....	11
4.1 Teorias de estrutura de capital.....	11
4.2. Teoria do <i>trade-off</i> .....	13
4.3.Teoria do pecking order .....	14
4.4.Teoria do <i>Market Timing</i> .....	15
5.Variáveis padrão.....	17
5.1. Oportunidades de crescimento (-).....	17
5.2.Lucratividade (-).....	18
5.3.Média de endividamento do setor (+) .....	19
5.4. A inflação esperada (+).....	20
5.5. Tamanho (+) .....	21
5.6. Tangibilidade (+) .....	22
6. O <i>trade off</i> dinâmico da velocidade de ajustamento .....	23
7.Metodologia .....	25
8.Análise dos resultados .....	30
8.1 Resultados painel mundo não balanceado. ....	34
8.2.Resultados painel mundo balanceado .....	36
8.3.Resultados painel Bolsa de Nova York.....	38
8.4.Resultados painel Europa .....	40
8.5 Resultados do painel Asia e Oceania .....	42
8.6 Resultados do Painel Estados Unidos e Canadá .....	45
9. Conclusões .....	47
Referências.....	52
ANEXO 1-A irrelevância da estrutura de capital.....	60
ANEXO 2 -Modelos de Dados em painel.....	64

1 O Modelo de efeitos fixos.....	66
2 O Modelo de Efeitos Aleatórios.....	72
3. Modelos de dados em painéis desbalanceados.....	80
3.1 O Modelo não balanceado de componente de erro único.....	80
3.2 O Modelo não balanceado de dois componentes de erros.....	86
3.2.1 Efeitos fixos em painéis não balanceados.....	87
3.2.2 Efeitos aleatórios em painéis não balanceados.....	87
4. Modelos dinâmicos de dados em painel.....	89
4.1 O Estimador de Arellano e Bond.....	90
4.1.1 Modelos com variáveis exógenas.....	93
4.2 O Estimador por Sistemas de Mínimos Momentos Generalizados de Blundell e Bond.....	96
ANEXO 3 –Empresas estudadas.....	99
ANEXO 4 –Preparação dos dados.....	101

## 1.Introdução

Após garantir por cerca de 60 anos a concessão de exploração petrolífera sobre uma região entre a Pérsia (atual Irã) e a Mesopotâmia ( atual Iraque), a cerca de 500 quilômetros do golfo Pérsico em 1901, os ingleses, depois de cinco anos de operação começaram a ter os primeiros problemas financeiros; uma vez que a estimativa inicial de investimento para a perfuração de dois poços havia sido cerca de 10 mil Libras, e em quatro anos de trabalho,os britânicos já haviam investido 200 mil.Necessitando de capital, negociaram com a *Burmah Oil Company*, de Glasgow, que cedeu parte das suas ações. De comum acordo foi escolhida uma nova zona de prospecção: a chamada “planície do óleo”, a sudoeste de Teerã, perto do Chatt Al-Arab. Novamente os gastos mostraram-se pesados: foi necessário abrir uma estrada e o transporte de 40 toneladas de equipamentos e materiais para que se começasse a perfurar, em Janeiro de 1908. Insatisfeita com a falta de resultados, em 14 de Maio, a *Burmah Oil* determinou o abandono das perfurações. Em 26 de Maio, entretanto, o petróleo jorrou em Masjed Soleiman.

Para custear os pesados investimentos necessários à exploração, transporte e refino do produto, a *Burmah Oil* fundou em 1909 a *Anglo-Persian Oil Company* ( atual *British Petroleum*) , cujas ações dispararam. Foi construído um oleoduto de 225 quilômetros e instalada uma refinaria em Abadã, próximo à fronteira com o Iraque. Entretanto, as dificuldades financeiras retornaram em 1912, quando a companhia esgotou o seu capital de giro.Impunha-se uma fusão com a sua rival, a anglo holandesa *Royal Dutch Shell* que, à época dominava o mercado.Entretanto, para o governo britânico à época o controle sobre o fornecimento de petróleo era estratégico, inclusive porque os programas navais de seu Almirantado, para 1912, 1913 e 1914, estabelecidos para confrontar o Império Alemão dependiam da construção de navios movidos a óleo e não mais a carvão.

Desde os seus primórdios a atividade petrolífera por sua própria natureza é exigente no que tange ao gerenciamento do capital. O gerenciamento dos riscos devido à volatilidade dos preços do óleo cru, a eficiência das companhias e a escolha de estruturas de capital adequadas são ingredientes para a adoção de estratégias financeiras essenciais à sobrevivência de empresas e projetos na área de petróleo. Porém o universo não é determinístico e, sim probabilístico e estocástico.Por mais eficiente que seja a estrutura de capital escolhida,ela deve ser dinâmica e adaptável aos choque no cenário macroeconômico, mudanças e expectativas dos investidores. A

velocidade de reação soma-se aos demais fatores primordiais de perenidade das empresas petrolíferas. Essas companhias realizam grandes investimentos de risco para realizar a sua atividade fim, por esse motivo, análise de seu comportamento dinâmico de ajuste é um campo fértil para estudos na área de estrutura de capital tanto no Brasil quanto no exterior.

## **Estrutura da dissertação**

O capítulo 2 tem o objetivo discorrer sobre a importância econômica da indústria de petróleo. As peculiaridades desta indústria lhe dão características ímpares, algumas das quais não observadas nem mesmo entre outras indústrias energéticas ou de infra-estrutura. Ele contém um resumo sobre as principais características econômicas do petróleo e riscos específicos desta atividade e é complementado pelo capítulo 3 que discorre sobre os fatores que determinam os investimentos em exploração e extração de petróleo.

O capítulo 4 por sua vez, define o que é estrutura de capital, sua importância e faz uma revisão bibliográfica dos estudos das principais teorias vigentes hoje em dia.

O capítulo 5 relata as variáveis padrão no estudo da alavancagem das empresas e de que maneira elas influenciam o grau de endividamento e a velocidade de ajuste dinâmico das empresas cujo problema é apresentado no capítulo 6.

No capítulo 7 apresentamos a metodologia utilizada que é complementada no anexo 2 com a definição de dados em painel e os modelos de componentes de erro fixos e aleatórios à partir daí estendemos nossa análise para os dados em painéis não balanceados, expondo todo o raciocínio matemático das ferramentas de estimação e a compreensão dos modelos de um e dois componentes de erro; as ferramentas para a estimação em painéis dinâmicos de tal forma que seja possível evitar a correlação das variáveis defasadas com os componentes de erro o que tornam os modelos de painéis estáticos viesados e inconsistentes. São explicados os Modelos de Mínimos Momentos Generalizados (GMM) tanto o GMM de Arellano e Bond quanto o de Sistema de GMM de Blundell e Bond de um e dois estágios mais adequados a painéis curtos.

A análise econométrica dos resultados e as conclusões são relatadas nos capítulos 8 e 9 onde são utilizados quadros detalhados com as variáveis significativas de cada uma das regiões estudadas juntamente com adequações e inadequações de cada um dos métodos

econométricos. Complementamos o capítulo com quadros e gráficos comparativos das velocidades de ajuste nas diversas regiões ao redor do globo.

## **2. As características econômicas da indústria do petróleo**

O objetivo deste capítulo é discorrer sobre a importância econômica da indústria de petróleo. As peculiaridades desta indústria lhe dão características ímpares, algumas das quais não observadas nem mesmo entre outras indústrias energéticas ou de infra-estrutura.

O petróleo, um hidrocarboneto, é uma fonte de energia primária de baixíssima substituíbilidade, apresentando demandas de curto e médio prazo inelásticas a variações nos preços; ou seja, variações percentuais nos preços implicam em variações comparativamente muito menores nas quantidades demandadas. Dado determinado patamar da demanda por petróleo e seus derivados de um espaço sócio-produtivo definido, esta demanda tem que ser realizada para que não haja drástica redução do nível de atividade econômica deste espaço, independentemente do nível corrente de preços do óleo. Assim, o petróleo tem fundamental importância estratégica para os países que são importadores e essa importância é tão alta quanto o seu grau de dependência em relação às importações de óleo e seus derivados.

Como indústria de energia de características infra-estruturais, a indústria de petróleo gera bens que são insumos insubstituíveis na matriz produtiva de qualquer país. Tais insumos são os sustentáculos do modo de produção e consumo e mesmo da cultura das sociedades modernas. Um exemplo claro desta importância são os derivados de petróleo usados como combustíveis para motores de combustão interna (ex: gasolina e diesel) dos veículos utilizados em serviços de transporte e serviços de infra-estrutura sem os quais nenhuma estrutura produtiva industrial moderna funcionaria. A disponibilidade de petróleo e seus derivados assim como seus níveis de preço têm grande importância para a determinação do crescimento das economias nacionais, pois energia e transporte são insumos necessários para produção de quaisquer bens ou serviços.

O fato da indústria de petróleo depender de uma longa cadeia produtiva (da prospecção até o consumo final dos derivados, passando pelo desenvolvimento das jazidas, produção, transporte, refino e distribuição) levou historicamente a uma tendência pela busca constante de integração vertical e horizontal entre os diferentes ramos da cadeia.

A busca por integração vertical se baseia sobretudo no risco associado ao segmento de exploração e produção. É este o segmento da cadeia que absorve a maior parte dos dispêndios de capital dos investimentos da indústria, e nele se baseiam mais fortemente suas rendas diferenciais, sobretudo as rendas ricardianas, conceito tratado a seguir. A busca por integração horizontal se baseia na desigual distribuição das jazidas pelo mundo. Atualmente as firmas

integradas vertical e horizontalmente que são capazes de gerenciar os riscos das atividades de exploração e produção e que investem na escala necessária para a manutenção de um fluxo de caixa futuro apropriado tornam viáveis as suas operações e conseguem obter retornos financeiros (Clô 2000). Estas rendas são conceitualmente tratadas na literatura econômica como rendas ricardianas e rendas tecnológicas.

As rendas ricardianas podem ser divididas entre renda de raridade, renda de produtividade e renda de qualidade. Estas estão associadas aos diferentes níveis de retorno que se obtém ao passar da produção em áreas “melhores” a áreas de qualidade inferior às primeiras. Esta noção guarda analogia clara ao Modelo do Trigo, modelo de reprodução econômica de atividades baseadas na exploração de recursos naturais, que foi desenvolvido no início do século XIX pelo economista britânico David Ricardo. O modelo mostrou a queda de rentabilidade associada à ocupação total de áreas cultiváveis de dado grau de qualidade, levando a ocupação posterior de terras menos produtivas, de menor qualidade e retorno. A diminuição contínua da taxa de lucro dos empresários em razão da ocupação das terras marginais seria acompanhada pelo aumento da renda auferida pelos detentores de direitos de exploração das melhores terras. Esta renda, ou seja, a renda ricardiana, é diretamente proporcional à qualidade das terras sobre as quais tem direito o receptor desta renda. (Napoleoni 1981) Esse modelo é claramente aplicado à indústria de petróleo; para entender esta aplicação, basta considerar os campos produtores de petróleo como as “terras” do modelo ricardiano, e a sua qualidade como sendo determinada por basicamente três fatores: produtividade dos poços, qualidade do óleo extraído e posição geográfica das jazidas.

A renda de raridade é referente ao fato de o petróleo ser um recurso natural exaurível, pois há um custo de oportunidade do produtor em função da exploração de um recurso esgotável que não encontra substitutos (Tietenberg, 1996). Dado que este é um recurso que deverá ser esgotado no futuro, a obtenção dessa renda é fundamental para os países exportadores. Estes países são, em sua maioria, destituídos de vantagens absolutas e comparativas na produção de outros produtos (vantagens com relação a concorrentes no comércio internacional), sejam estas baseadas na exploração intensiva de recursos naturais ou não. Por vantagem absoluta de um país em relação a um produto hipotético A, entende-se a relação entre o custo de produção de A, neste país e, nos demais países produtores, custo em termos de utilização de fatores de produção. Por vantagem comparativa, por exemplo, de um país em relação a um produto hipotético B,

entende-se o custo da produção deste produto B neste país em relação ao custo de produção de outros produtos neste mesmo país (estes custos sendo também medidos em termos de utilização de fatores de produção). Estas duas medidas de competitividade de um país no mercado internacional foram desenvolvidas respectivamente pelos economistas britânicos clássicos Adam Smith e David Ricardo. (Canuto,1998)<sup>1</sup>

Assim sendo, é imperioso a estes países maximizar a renda gerada pela atividade petrolífera. Na literatura econômica, esta situação ficou conhecida como a “doença holandesa”: enormes vantagens comparativas de um país na produção de um determinado produto fazem com que o retorno dos investimentos nesta atividade seja tão grande a ponto de impedir uma aplicação volumosa de capital em outros setores, levando o país a especializar-se centralmente na exportação deste produto, e usando as divisas obtidas com essa exportação para importar os bens e serviços que não produz. Esta situação pode ser observada em alguns dos maiores exportadores de petróleo: Angola e países da Organização dos Países Exportadores de Petróleo, doravante (OPEP), a saber, Venezuela, Nigéria e países do Oriente Médio. Desta forma podemos dividir os países de grande envergadura estratégica para a indústria mundial de petróleo em dois grupos: de um lado, aqueles altamente industrializados grandes consumidores de óleo, em geral sem jazidas do mesmo, dessa forma, importadores do petróleo que consomem. Do outro lado, os países da OPEP, países de grande exportação de óleo cru, porém de pequeno consumo do mesmo, em razão do pouco dinamismo de suas economias, o que se dá em parte em função da “doença holandesa”; enquanto nos países mais desenvolvidos a participação da indústria de petróleo no Produto Interno Bruto, PIB, não ultrapassa a faixa de 3 a 6 %, nos países grandes exportadores esta participação se situa em torno de 70 a 90%.

A renda de qualidade é determinada pela variável qualidade das variantes de petróleo, em função de atributos físico-químicos, em particular sua densidade. Quanto mais leve o óleo, melhores suas qualidades para o refino. Variações de óleo mais leves apresentam coeficientes técnicos de refino que geram maior proporção dos chamados derivados nobres, como a gasolina, de maior valor agregado e menos poluentes. A classificação das variantes de petróleo é medida pelo padrão internacional *American Petroleum Institute* (API), que mede a densidade da petróleo

---

<sup>1</sup> O conceito de vantagem comparativa, introduzido por Ricardo na teoria econômica clássica e mais tarde reafirmado pelo teorema econômico neoclássico de Hecksher-Ohlin (CANUTO et al., 1998), afirmava que a economia de cada país deveria basear-se centralmente em apenas 1 produto, aquele no qual o custo de oportunidade de produzi-lo fosse menor, custo de oportunidade medido em termos do custo relativo deste produto em relação ao custo dos demais produtos (custo esse medido em termos de uso de fatores de produção).

em relação à água. Quanto maior o número de graus API de uma variante de óleo, mais leve este será, e melhores serão suas qualidades de refino. Por exemplo: o petróleo do campo de Brent, no Mar do Norte, que é comumente citado como referência internacional, tem viscosidade de 30 a 35 graus API, sendo assim de boa qualidade. Tomando como exemplo o petróleo brasileiro, pode-se classificá-lo como em sua maior parte pesado: a variante comercialmente explorável mais pesada é o óleo do Campo de Marlim, da Petrobras, de 17 graus API. A renda referente aos diferentes níveis de produtividade dos poços é associada a um custo marginal de longo prazo. A renda de posição é determinada em função da maior ou menor proximidade geográfica entre reservas e centros consumidores.

As rendas tecnológicas são determinadas em função dos diferentes estágios de tecnologia empregados pelos diversos produtores, favorecendo os operadores com acúmulo de experiência e capacidade inovativa no desenvolvimento tecnológico. Esta é diferente da renda ricardiana, que é determinada pelas condições geológicas das jazidas. As rendas ricardianas são determinantes muito mais importantes da vantagem comparativa dos grandes países produtores do que o diferencial tecnológico entre estes. Nas rendas diferenciais, há a competição geopolítica entre países hospedeiros e empresas pelo acesso à propriedade das melhores jazidas.

Pode-se ainda considerar a chamada renda de monopólio, referente ao poder de mercado das firmas. De acordo com a Teoria Microeconômica (Varian, 2000), estruturas de mercado caracterizadas por restrições à livre concorrência geram renda de monopólio aos produtores, que é ligada à diferença entre o preço do barril e o seu custo econômico marginal. Essa renda está ligada à existência de um *mark-up* (margem de lucro lançada sobre este custo marginal) característico das indústrias oligopolísticas, em função do grau de inelasticidade de preço-demanda do mercado. A indústria de petróleo apresenta características que a marcam como oligopolista, como por exemplo, demanda inelástica a preços e grandes barreiras à entrada.

A indústria de petróleo é, na verdade, não apenas uma indústria oligopolista, mas sim um paradigma de organização industrial oligopolista: as decisões de investimento nesta indústria dependem de fatores relativos ao comportamento estratégico dos agentes nos diversos ramos da cadeia. Esta estrutura de concorrência oligopolista da indústria petrolífera está entrelaçada à própria história de desenvolvimento e internacionalização da indústria.

### 3. A determinação dos investimentos em exploração e produção

Este capítulo discorre sobre os determinantes dos investimentos em exploração e produção de petróleo, ou *upstream*, e suas características no que tange a objetivos, custos e riscos associados. É válido notar que esses investimentos no setor de gás natural são indissociáveis dos mesmos investimentos no setor de petróleo, pois a tecnologia, os equipamentos e os processos são os mesmos, além do fato de parte das reservas mundiais de gás natural se encontrar em reservatórios nos quais o gás está associado a petróleo (o chamado gás associado).

Como quaisquer grandes empresas, as companhias petrolíferas fazem análises de retorno financeiro para otimizar a alocação do seu capital nas diversas oportunidades de investimento, sendo estas análises baseadas tanto nos conhecidos mecanismos usuais de análise por fluxo de caixa esperado, como valor presente líquido (VPL), taxa interna de retorno (TIR), *payback* descontado, quanto em mecanismos mais modernos de análise de risco e avaliação de investimentos como por exemplo, através do Método das Opções Reais. Entretanto, as atividades de exploração e produção de petróleo, assim como outros segmentos industriais, possuem singularidades que as distinguem de quaisquer outras atividades econômicas, tendo a decisão de investir nesta atividade uma estrutura decisória diferenciada e complexa.

O segmento de exploração e produção é o mais relevante da cadeia petrolífera no que tange a riscos, barreiras à entrada, montante de capital requerido e, sobretudo, à geração de valor agregado (renda diferencial petrolífera), afetando o comportamento estratégico dos agentes. Ele pode ser dividido em três diferentes sub-segmentos: a exploração, ou seja, o conjunto de operações ou atividades destinadas a fazer a avaliação de áreas, com vistas à identificação de jazidas de petróleo; o desenvolvimento de campos, que é o conjunto de atividades com vistas a adequar o campo para as atividades de produção de petróleo; e a produção, que é o conjunto de atividades de extração de petróleo de uma jazida e de preparo para o seu transporte; este último designa o início do segmento *downstream* da cadeia, composto de transporte do petróleo cru, refino, distribuição e comercialização de derivados.

Os investimentos em exploração e produção se norteiam na comparação entre os custos da atividade de desenvolvimento de infra-estrutura local, mapeamento e desenvolvimento das jazidas de fronteira, nova produção e as rendas diferenciais auferíveis da atividade petrolífera. A variável decisória primordial dos investimentos neste segmento da cadeia petrolífera é a tendência de curto e longo prazos do preço do petróleo, pois ao subir o preço do petróleo,

produtores que não teriam boa margem de lucro por barril produzido a preços mais baixos passariam a tê-la, e sua produção seria viabilizada; analogamente, preços baixos de petróleo podem ser menores que o custo marginal de extração do barril de produtores de maior custo, inviabilizando sua produção.

Além do fator preço, têm importância as expectativas quanto à evolução temporal da demanda, a evolução da fronteira tecnológica hoje no que tange à exploração *offshore* em águas cada vez mais profundas, as características particulares dos países alvos dos investimentos; e a manutenção de um nível estável de reprodução econômica das reservas.

### 3.1 - A Estrutura de Riscos do Segmento Exploração e Produção

O sucesso do processo exploratório é mensurado após a perfuração. Ademais, a confirmação da rentabilidade de um investimento depende não só do sucesso exploratório, como também dos níveis de preços atuais e futuros. Assim sendo, a estrutura de riscos na indústria de petróleo é diferente das existentes em qualquer outra atividade: além dos riscos normais (preço, demanda, desastres, etc.), inclui o risco geológico decorrente da incerteza dos resultados da exploração, e também o risco geopolítico internacional, associado às incertezas da evolução político-institucional dos países hospedeiros. Essa estrutura de riscos leva as empresas a priorizar a manutenção da sua atividade a longo prazo ao invés da realização de lucros a curto prazo. O horizonte de longo prazo leva as firmas a provisionarem o montante de capital necessário com os custos dos investimentos nas atividades de exploração e produção: os montantes investidos geograficamente (parcelas de mercado por país) correspondem a decisões orçamentárias das companhias realizadas no início de cada ano.

Em resumo, os riscos associados aos investimentos nas atividades relacionadas ao segmento de exploração e produção são determinados pelo capital total disponível, pelo tamanho e grau de integração entre as empresas, e pelos riscos peculiares desta indústria. O elevado nível de risco agregado e os altos custos fixos (em grande parte custos afundados ou custos irrecuperáveis) aumentam a complexidade das decisões de investimento das empresas petrolíferas, resultando no fato de as atividades exploração e produção serem marcadas por consideráveis níveis de autofinanciamento por parte das companhias, entre 70 e 80%. (Clô, 2000), dessa forma é requerida a operação em grande escala, pois a necessidade de economias de escala é determinada pelos altos custos fixos. Segundo Clô (2000), a razão entre custos de

produção fixos e variáveis é em média 4; nas piores condições de produção, chegam a 1. Logo, o custo marginal tende a ser menor que o custo médio e o custo total médio de produção tende a diminuir com o aumento do volume extraído de um poço, indicando a dependência de economias de escala. Isso leva as empresas a acelerarem a extração de um poço, até onde esta aceleração não seja prejudicial às condições de extração futura no poço (ou predatória). Essa aceleração se dá também por uma questão referente ao *payback* do investimento, indicador cujo encurtamento é buscado pelas empresas.

A natureza indivisível dos ativos na indústria de petróleo, em particular no segmento de exploração e produção, somadas ao uso intensivo de capital e tecnologia implica na necessidade de integração no médio e longo prazo entre empresas investidoras e empresas fornecedoras de bens e serviços de produção desse setor. Em indústrias deste tipo, destaca-se a importância da economia de integração, pois em empresas cujos investimentos se baseiam em ativos de alta especificidade, a obtenção destes ativos no mercado implica em grandes custos transacionais entre agentes, os custos de transação (Fiani, 2002); ao se proceder à integração vertical entre investimento e fornecimento de bens de capital e serviços de produção, através de mecanismos como contratos de longo prazo, internacionalização da firma na produção dos insumos, ou fusões e aquisições, procede-se à realização de economias de integração, ou economias de custos de transação.

Em outras palavras, as decisões de investimento na indústria do petróleo, uma vez concretizadas, são irreversíveis: a produção de óleo de um poço em atividade não se retrai. Por outro lado, com variações estáveis nos níveis de preços (mudanças de patamares médios de variação), a oferta futura é influenciada pela variação do nível de investimentos em curso, cuja seqüência racional motiva o desenvolvimento de campos já descobertos, mas ainda sem infraestrutura produtiva, que pode ser efetuada ou não de acordo com a oscilação internacional dos preços do óleo e o modo como as empresas gerenciam sua economias de escala e integração ao redor do globo.

## 4. Estrutura de capital – dívida versus patrimônio líquido

A estrutura de capital nada mais é do que a divisão das fontes de financiamento da empresa, ou seja, o quanto a empresa decide se financiar com capital próprio (*equity*) ou capital de terceiros (*debt*). A representação interessante da estrutura financeira de uma empresa é semelhante a uma moeda: em uma das faces encontramos os ativos operacionais que geram os resultados e na outra face os financiadores destes ativos, ou seja, os titulares de direitos sobre os fluxos de caixa gerados

A decisão da estrutura de capital é importante no contexto da gestão financeira de qualquer empresa incluindo as do setor petrolífero. É relacionada ao estabelecimento da política ideal de endividamento, ou seja, aquela que tende a maximizar o valor da empresa e, em consequência, a riqueza dos acionistas. Existe a opção dos mercados de capitais abastecerem as empresas com os fundos de longo prazo de que necessitam, além disso, os bancos dispõem tradicionalmente de alternativas de financiamento à longo prazo com as condições mais variadas possíveis.

### 4.1 Teorias de estrutura de capital

A base pioneira das pesquisas sobre estrutura de capital foi sistematizada em Modigliani e Miller (1958) que mostraram que em mercados de capitais perfeitos a escolha do financiamento por capital próprio ou dívida era indiferente e não afetava o valor da empresa. Porém, seus resultados foram obtidos através das premissas de livre fluxo de capitais, mercados eficientes e ausência de custos de transação. Pode-se observar a formalização desse raciocínio no anexo 1

Durante mais de cinquenta anos surgiram teorias na tentativa de explicar como seria possível criar um modelo que permitisse às empresas encontrar um nível ótimo de endividamento que maximizasse o seu valor de mercado. A conclusão de não arbitragem obtida por Modigliani e Miller sugere que as estruturas de capital não devem seguir padrões sistemáticos dentro de um grupo homogêneo e entre grupos heterogêneos. No entanto, esses padrões, como por exemplo, o nível de endividamento médio de um setor específico são observados dentro e em diferentes sistemas financeiros, implicando na relevância das imperfeições dos mercados de capitais. Ao mesmo tempo, a utilização de níveis de alavancagem inferiores a esses padrões, são justificados, na ótica das empresas, pelas vantagens fiscais obtidas por meio das deduções tributárias dos juros de dívida. Sob regimes tributários internacionais o

financiamento através de dívida é vantajoso para as companhias pois o pagamento de juros pode , até certo ponto , reduzir a carga fiscal das empresas. Esse tratamento é definido na literatura como escudo fiscal do financiamento por dívida. Porém, a justificativa tributária é pertinente sob o ponto de vista econômico mas insatisfatória no tocante ao risco pois alíquotas fiscais são definidas exogenamente por governos que nem sempre possuem racionalidade econômica ou científica. Além do mais, apesar das leis tributárias serem as mesmas para empresas localizadas em um mesmo país, os impostos sozinhos não explicam a heterogeneidade observada nas estruturas de capital ao redor do mundo segundo Graham (2003).

Além disso, estudos sugerem que as firmas (ou seus gestores) não acreditam na irrelevância da estrutura de capital. Graham e Harvey (2001) entrevistaram cerca de 392 executivos financeiros nos Estados Unidos e a maioria deles considerou que as decisões relativas a estrutura de capital são importantes para o valor das empresas ou que eles possuem alguma meta de alavancagem ideal

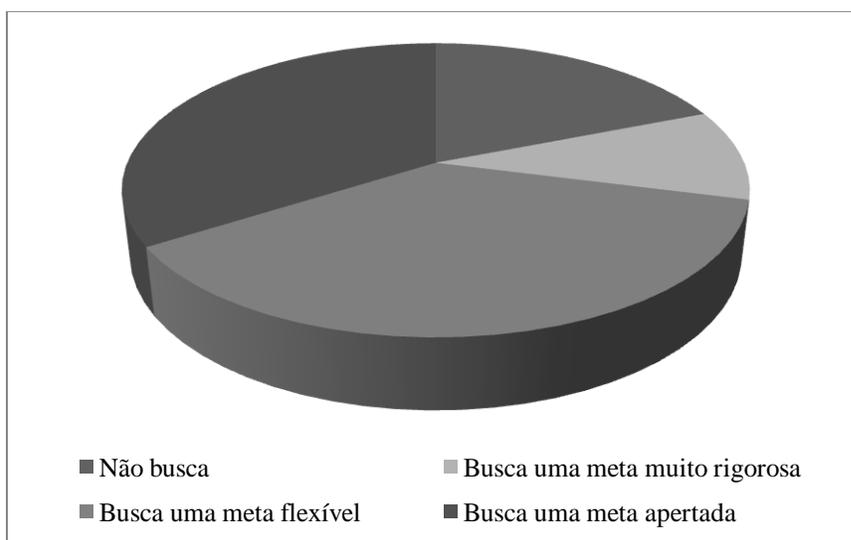


Figura 1: Respostas do questionário de que se os gestores buscam um nível de alavancagem meta. Retirado de Graham/Harvey(2001)

Esses padrões observados nas estruturas de capital das firmas sugerem que os mercados de capitais podem ser imperfeitos na verdade, apesar de não haver consenso sobre isso, exigindo

dessa forma teorias baseadas nessas imperfeições. As mais influentes são as do *trade off* e a do *pecking order*.

A teoria clássica do *trade off* considera somente os custos e benefícios do débito, em particular, a economia fiscal gerada pela dedução do serviço da dívida na base de cálculo do imposto. Como citado por Myers (1984): “Se existe um nível de alavancagem meta que varia ao longo do tempo, as firmas buscam ajustar suas estruturas de capital no caso da ocorrência de choques ou mudanças nos níveis de dívida.” Modigliani e Miller pioneiros da teoria do *trade-off* em 1963 analisaram as decisões sobre a estrutura de capital através de um modelo que considerava os impostos, assim como os benefícios fiscais e custos de transação os desdobramentos futuros de suas descobertas ajudaram a consolidar a teoria do *trade off*.

#### 4.2. Teoria do *trade-off*

De acordo com a teoria do *trade off*, empresas que geram lucros elevados e que possuem poucas possibilidades de compensar esses lucros para fins de imposto de renda tendem a ser mais propensas a emitir dívidas. Porém de acordo com as evidências empíricas obtidas por Kester (1986), empresas mais rentáveis tendem a manter um nível de endividamento mais baixo. As descobertas de Kester se aplicam ao setor petrolífero pois, segundo Damodaran (2004) empresas operando em setores com lucros e fluxos de caixa voláteis devem utilizar menos endividamento do que empresas similares com fluxos de caixa estáveis. A volatilidade dos fluxos de caixa é devido às oscilações do preço do petróleo no mercado internacional. Além disso, Fama e French (1998) descobriram que é difícil avaliar o impacto das economias fiscais relacionadas à dedução dos juros sobre o valor da empresa.

Bradley, Jarrel e Kim (1984) detectaram evidências da teoria do *trade-off* estático, no qual as companhias aumentam os seus níveis de débito balanceando os custos e benefícios de se manterem em determinado nível de alavancagem. Bris, Welch e Zhu (2006) verificaram que as vantagens das benefícios fiscais aumentam com a lucratividade, altos impostos e pouca depreciação de ativos estimando os custos de falência entre 2 e 20% dos ativos. Andrade e Kaplan (1998) estimaram os custos de falência entre 10 e 20% dos ativos, porém os custos e benefícios das diferentes estruturas de capital são determinados pelos conflitos de agência entre os credores e os acionistas das empresas. Jensen e Meckling (1976) argumentam que a dívida das empresas disciplina os gerentes limitando o escopo de suas ações. Os custos de agência se

tornam mais explícitos no momento em que a empresa se afasta do nível ótimo de dívida através da retenção de lucros, ou investe em projetos demasiadamente arriscados com valor presente líquido negativo.

A teoria do *trade off* dinâmico argumenta que a estrutura ótima de capital é ajustada a todo momento em função de fatores endógenos e exógenos à organização. Fisher, Heinkel e Zechner (1989) elaboraram uma teoria de escolha dinâmica da estrutura de capital na presença de custos de transação e verificaram evidências empíricas de efeitos nos níveis de dívida das empresas. Hennessy e Whited (2005) utilizaram um modelo de *trade off* dinâmico onde consideraram endógenos os níveis de alavancagem e investimento da mesma forma em que levaram em conta a existência de impostos e custos de transação. Nesse modelo, foram detectados a dependência do comportamento de alavancagem em relação a esses fatores e a redução da liquidez das empresas estudadas. Strebulaev (2007) ressalta que a alavancagem é de reversão à média e inversamente relacionada com a rentabilidade. Além disso, pesquisas relativas ao abandono da estrutura ótima de capital devido a choques no valor de mercado das ações fornecem a percepção de que as empresas procuram balancear os custos e benefícios de se manter ou não no nível de alavancagem meta (Learly e Roberts. (2005) e Byuon (2008)). Sob certas circunstâncias, o valor da firma pode ser maximizado não retornando imediatamente ao nível de alavancagem meta. Hovakimian, Opler e Titman (2001), argumentam que em um mundo com custos de transação, uma pequena evidência do uso da teoria do *pecking order* no curto prazo pode ser detectada nos dados. Isso implica dizer que projetos de curto prazo são financiados com capital próprio e somente projetos de longa maturação são financiados com recursos de terceiros (Welch(2007)).

#### 4.3. Teoria do pecking order

Conforme Myers e Majluf (1984) os administradores possuem informações que não são conhecidas pelo mercado. Dada essa situação assimétrica, os investidores do mercado tendem a interpretar certas decisões dos administradores como sendo sinais de boas ou más notícias. Por exemplo, diante do anúncio de novas ações, os investidores tendem a reconhecer esse fato novo como sendo um sinal negativo quanto às perspectivas futuras de resultados da empresa. Por outro lado, o anúncio de emissão de novas dívidas tende a sinalizar para o mercado um prenúncio de bons resultados no futuro, acima do esperado. Isto faz com que o preço da ação da empresa caia

diante do anúncio de emissão de novas ações, e suba diante do anúncio de emissão de novas dívidas. A empresa tende a emitir novas ações quando a perspectiva de resultados futuros é ruim. Quando as perspectivas futuras são boas, os acionistas originais da empresa preferem emitir dívidas para não ter que beneficiar novos acionistas em detrimento de si próprios.

Essa abordagem de assimetria de informação fez com que Myers (1984) criasse a denominada teoria do *pecking order*, segundo a qual as empresas seguem uma hierarquia de fontes de recursos, optando em primeiro lugar por recursos gerados internamente, em segundo lugar pela emissão de novas dívidas e só em terceiro lugar pela emissão de novas ações. Fundos gerados internamente são, assim como a emissão de novas ações, recursos relacionados ao capital próprio. Porém, enquanto a emissão de novas ações implica em custos de transação elevados a utilização dos fundos gerados internamente não envolve custos transacionais.

Outras abordagens sobre estrutura de capital estão baseadas nas teorias de organização industrial e levam em conta as decisões de produtos e mercados e sua influência sobre as decisões de financiamento das empresas. Tais teorias baseiam-se na idéia de que aspectos microeconômicos da parte operacional da empresa tendem a impactar nas decisões financeiras de longo prazo.

A influência do setor de atividade econômica sobre o endividamento da empresa leva em conta justamente aspectos relacionados à natureza da atividade operacional da empresa. É sabido que empresas com maior alavancagem operacional possuem maior risco de negócio e, portanto, deveriam ser menos endividadas para não elevar em demasia o risco da empresa como um todo.

Uma revisão das principais abordagens da teoria de estrutura de capital, inclusive tratando das abordagens baseadas na organização industrial, está contemplada em Harris e Haviv (1991).

#### 4.4. Teoria do *Market Timing*

A Teoria do *Market Timing* desenvolvida por Baker e Wurgler (2002) considera as condições dos mercados de dívida e de ações como o fator principal para a determinação da estrutura de capital das empresas, sendo aspectos externos preponderantes nas decisões de financiamento em detrimento a aspectos internos. A idéia central desta teoria baseia-se tanto na emissão de ações como de títulos de dívida em momentos que seus respectivos mercados

apresentassem condições favoráveis, isto é, estivessem sobrevalorizados. A estratégia inversa, ou seja, a retirada destes instrumentos deveria ser adotada quando os mercados se apresentassem desvalorizados. Esta abordagem contrapõe os argumentos de Modigliani e Miller (1958) e Fama (1970), argumentando que existência de imperfeições de mercado, tais como custos de transação, impostos, assimetria de informações e problemas de agência tornariam possível o sucesso deste tipo de abordagem.

Especificamente para o mercado de emissão de ações, os autores argumentam que empresas com baixo endividamento seriam aquelas bem sucedidas na emissão de suas ações, isto é, teriam emitido seus papéis a preços elevados, ao passo que empresas altamente endividadas seriam aquelas que tiveram suas ações emitidas a preços baixos.

Conforme observado em Burkowski e Perobelli (2008), este tipo de raciocínio estabelece duas relações teóricas importantes e que trariam fortes evidências a favor da abordagem. A primeira seria a existência de uma relação negativa entre o endividamento e a razão do valor de mercado pelo valor contábil da empresa, mais comumente conhecido como *market-to-book value*. O argumento por trás desta relação negativa é que, se a ação da empresa está valorizada (*market-to-book* elevado), a captação de recursos através de emissão de ações é interessante, elevando conseqüentemente a participação de capital próprio na estrutura de capital da empresa. Esta estratégia, entendida pelos modelos de *trade off* como sendo desvios em relação a estrutura de capital ótima, não sofreria qualquer tipo de correção no médio ou longo prazos de acordo com os modelos de *Market Timing* para os quais não haveria a existência de uma estrutura ótima de capital a ser buscada. A segunda relação defende exatamente a inexistência de reajustes da estrutura de capital por meio da emissão de dívidas, justificando a persistência de valorização das ações por vários anos consecutivos. Esta persistência da influência do mercado de ações na estrutura de capital foi testada por Baker e Wurgler (2002) através da construção de uma variável chave denominada *external finance weighted average* (M/BEFWA) ou “média ponderada do financiamento externo”, cuja formulação básica seria a média ponderada do *market-to-book value* durante um período histórico da empresa.

## 5. Variáveis padrão

Os estudos empíricos dos determinantes da estrutura de capital são construídos à partir de uma lista de variáveis que afetam a escolha das combinações de dívida e patrimônio líquido. Essas grandezas são sugeridas por Harris/Raviv(1991) e seriam: Ativos fixos ( ou tangibilidade dos ativos), escudos fiscais, oportunidades de investimento, tamanho das firmas, volatilidade dos ganhos, risco de falência, lucratividade, gastos com publicidade, gastos com pesquisa e desenvolvimento e produtos singulares. Os autores verificaram que os estudos disponíveis utilizam essas variáveis padrão, porém no estudo de Titman/Wessels (1988) não é encontrado impacto significativo das variáveis escudos fiscais, volatilidade, valor dos colaterais e crescimento futuro dos níveis de débito. Tem-se uma visão geral dos determinantes centrais da estrutura de capital e seus efeitos teoricamente previstos sobre a alavancagem pelas teorias clássicas com base nas conclusões de Frank / Goyal (2007).

### 5.1. Oportunidades de crescimento (-)

Para as empresas com oportunidades de crescimento, a utilização da dívida é limitada; no caso de falência, o valor das oportunidades de crescimento será próximo de zero. Jung et al. (1996) mostra que as empresas devem utilizar capital próprio para financiar o seu crescimento, porque tal financiamento reduz os custos de agência entre acionistas e gestores, enquanto as empresas com perspectivas de menor crescimento devem usar da dívida, devido ao caráter disciplinar que esse tipo de financiamento possui sobre os gestores (Jensen, 1986; Stulz, 1990).

Um proxy comum para oportunidades de crescimento é o chamado *Market Book Ratio*(MBR) ou *Price to Book Ratio* (PBR) dos ativos. Empresas com oportunidades de crescimento devem apresentar um maior MBR do que as empresas com menos oportunidades de crescimento segundo Damodaran (2004) , mas Harris e Raviv (1991) sugerem que esse não é necessariamente o caso. Essa situação ocorre quando os ativos cujos valores têm aumentado ao longo do tempo são totalmente depreciados, bem como quando os ativos de alto valor não são contabilizados no balanço (por exemplo, o nome da marca Nestlé). Rajan e Zingales (1995) encontraram uma relação negativa entre oportunidades de crescimento e alavancagem. Eles sugerem que isso pode ser devido ao fato das empresas emitirem ações quando os preços estão altos. Como mencionado por Hovakimian (2001), grandes aumentos de preços de ações são

geralmente associados com melhores oportunidades de crescimento, levando a um menor índice de dívida.

Segundo Damodaran (2004) o MBR mede o valor de mercado de uma empresa em relação ao seu valor contábil. O valor de mercado da empresa tem o seu valor em qualquer ponto no tempo, tal como determinado pelo mercado financeiro. O valor contábil, ou seu valor histórico, é quase sempre menor que o valor de mercado pois alguns ativos podem ser itens fora do balanço. O valor de mercado e o valor contábil dos passivos tendem a ser mais próximos em valor do que o valor de mercado e o valor contábil dos ativos. Isto porque os compromissos que devem ser liquidados dentro de um ano, ou passivo circulante, mantêm o seu valor contábil.

O MBR é utilizado por analistas de mercado para determinar se uma ação está subvalorizada ou sobrevalorizada. Se a ação está desvalorizada, o preço deve subir. Se ele está sobrevalorizado, o preço deve cair. Investidores utilizam o MBR como critério de tomada de decisão para a compra de ações. Empresas com baixo MBR costumam ser as preferidas para compra. O MBR analisa a importância dada pelo mercado ao valor contábil de uma empresa.

As oportunidades de crescimento tem sido negativamente correlacionadas com a alavancagem. Em um estudo similar, Shyam-Sunder/Myers (1999) chegaram a mesma conclusão. Barclay (2006) fornece resultados mais detalhados, concentrando-se na capacidade de endividamento e nas opções de crescimento. Essa evidência empírica é consistente com o previsto na teoria do *trade off*, porque a disponibilidade de oportunidades de crescimento podem aumentar os custos esperados de dificuldades financeiras, resultando em menor alavancagem.

## 5.2. Lucratividade (-)

A relação entre a lucratividade das empresas e sua alavancagem é negativa de acordo com estudos de corte transversal dos níveis de endividamento. Kayhan e Titman (2007) também encontram essa relação em sua análise das mudanças nos níveis de dívida, mas o seu efeito é relativamente fraco. Nos estudos de *trade off* dinâmicos a lucratividade também é negativamente correlacionada com a alavancagem. Como já mencionado, o comportamento de financiamento das empresas é susceptível de mudanças ao longo do tempo. Por exemplo, Frank e Goyal (2007) perceberam em pesquisas com firmas americanas que a lucratividade tem perdido parte de seu poder explicativo nas últimas décadas. Se a lucratividade diminui os custos de dificuldades financeiras esperados ( assumindo uma lucratividade constante ) seria de se esperar houvesse um

aumento na alavancagem de acordo com a teoria do *trade off*, o que não foi detectado na pesquisa de Frank e Goyal (2007).

No tocante a investimentos, Rajan e Zingales (1995) perceberam que no curto prazo se o financiamento por dívida é dominante; os dividendos e os investimentos são fixos, as mudanças na rentabilidade vão ser negativamente correlacionadas com alterações de alavancagem. De acordo com o seu estudo, as grandes empresas tendem a emitir menos capital. A influência negativa de rentabilidade na alavancagem se torna mais forte, à medida que aumenta o tamanho da empresa. Para Rajan e Zingales, a rentabilidade, a quantidade de recursos gerados internamente e a qualidade de oportunidades de investimento geram efeitos opostos sobre a demanda por recursos externos (de dívida) em pequenas empresas. Olhando para outros países, a alavancagem de grandes empresas possui correlação negativa com a rentabilidade em comparação a pequenas empresas do Japão, Itália e Canadá, enquanto as do Reino Unido são positivamente correlacionadas. Não há relação na Alemanha e na França. Uma explicação para o comportamento das empresas do Reino Unido ser diferente das dos Estados Unidos pode ser que a fonte dominante de financiamento externo no Reino Unido é o capital próprio. Assim, as empresas que são rentáveis e têm poucas oportunidades de investimento (ou seja, as grandes empresas) irão reduzir drasticamente a emissão de ações. Essas empresas terão uma correlação positiva entre alavancagem e rentabilidade. Por outro lado, se a rentabilidade também está correlacionada com as oportunidades de investimento das pequenas empresas têm, então um aumento da rentabilidade que pode levar a emissões de ações, reduzindo a correlação entre rentabilidade e alavancagem. Assim, a constatação de uma relação negativa é mais consistente com a teoria do *pecking order*, porque com maiores fluxos de caixa *ceteris paribus* se reduz a necessidade de emissão de dívidas.

### 5.3.Média de endividamento do setor (+)

Segundo Bradley, Jarrel e Kim (1984) pode-se acrescentar o setor de atividade como fator relevante para explicar a estrutura de capital das empresas. O índice de endividamento médio do setor possui um poder explicativo elevado e é frequentemente correlacionado positivamente com a alavancagem. Isso parece óbvio em uma análise univariada, mas em análises multivariadas o endividamento médio não deveria afetar muito a alavancagem, porque ele controla os principais determinantes da estrutura de capital simultaneamente. Para desvendar

o seu poder explicativo, Frank e Goyal (2007) afirmam que os gerentes usam o nível de endividamento médio do setor como ponto de referência dentro da indústria ou uma espécie de estrutura de capital alvo a qual eles devem se ajustar. Hovakimian et al. (2001) acha que as empresas se ajustam em direção ao nível médio do setor. Alternativamente, essa relação da alavancagem média pode ser explicada por fatores específicos do setor, como interações do produto do mercado ou a natureza da concorrência. Além disso, MacKay e Phillips (2005) sugerem que a alavancagem operacional, a alavancagem média da indústria e o grau de concorrência das empresas as indústrias também são variáveis importantes na pesquisa da estrutura de capital.

#### 5.4. A inflação esperada (+)

A relação entre a inflação esperada e a alavancagem é positiva segundo Taggart (1985). O autor argumenta que dependendo das legislações fiscais a relação entre o nível de débito e a inflação esperada é positiva pois, os valores reais das deduções fiscais dos juros de dívida são maiores quando na presença de hiperinflação. Entre os seis principais fatores sugeridos por Frank e Goyal (2007), a inflação esperada é provavelmente o menos confiável devido à estimativa baseada sobre a dificuldade de observar as expectativas em geral e da baixa frequência de observações para os dados macroeconômicos.

Frank e Goyal (2008) identificaram outros fatores na pesquisa empírica da estrutura de capital. Eles incluem, entre outros a análise do comportamento das empresas após as decisões específicas de financiamento a nível agregado. Por exemplo, durante longos períodos de tempo, a alavancagem das empresas dos Estados Unidos a nível agregado foi detectada como sendo estável com base no nível de alavancagem de mercado de 0,32. As condições de mercado também impactam as decisões de financiamento das empresas. Por exemplo, Baker e Wurgler (2002) detectaram o chamado *Market Timing* nas empresas, o que significa que elas emitem ações quando as condições de mercado estão favoráveis e recompram quando as condições de mercado são ruins. Hovakimian et al. (2001) constatou que as firmas tendem a emitir ações monitorando a volatilidade dos preços dos seus papéis. No entanto, o estudo detalhado de como as condições de mercado podem explicar a estrutura de capital é discutida na literatura essa análise é desafiadora no campo da Econometria (ver Hovakimian (2004) e Kayham/Titman (2007)).

### 5.5. Tamanho (+)

Pesquisas tem sugerem que o tamanho da empresas está relacionado positivamente com o seu grau de alavancagem. A justificativa para tal crença tem origem nos trabalhos de Warner (1977) e Ang (1982) que verificaram que a proporção dos custos de falência das empresas diminui conforme aumenta o seu valor sugerindo e que o impacto desses nas decisões de financiamento são negligenciados à medida que a empresa cresce. Titman e Wessels (1988) argumentam que grandes empresas conseguem ser mais diversificadas diluindo o risco de suas operações, possuem acesso mais fácil aos mercados financeiros internacionais e taxas mais atraentes para tomar empréstimos. As empresas maiores com menos volatilidade nos seus lucros, conseqüentemente possuem benefícios fiscais mais estáveis. Em pequenas empresas, o conflito entre credores e acionistas é mais grave pois os acionistas costumam mudar os investimentos de um projeto para outro dentro da empresas em função apenas de seus ganhos individuais. As assimetrias informacionais em firmas pequenas também são maiores. Segundo Strebulaev (2005) grandes empresas maduras com grande quantidade de lucros retidos possuem pouca alavancagem e fazem uso do auto financiamento gerando assim um baixo índice de alavancagem. Então, esses grandes fluxos de caixa estão sujeitos aos custos de oportunidade e agência. O aumento do financiamento por débito pode reduzir a flexibilidade gerencial para intempéries futuras, logo essas firmas preferem pagar dividendos periódicos afim de preservar sua capacidade de débito enquanto reduzem os seus fluxos de caixa. Isso implicaria que empresas com muitos lucros retidos também possuem baixa alavancagem.

As medidas típicas de tamanho da empresa são o logaritmo de ativos ou a idade das empresas, pois as empresas maduras tendem a ser maiores do que as empresas iniciantes. Na maioria das análises de corte transversal, tamanho e alavancagem são correlacionados positivamente. Evidências nos estudos de *trade off* dinâmicos também defendem que a variável tamanho é positivamente relacionada com a alavancagem.

Este resultado é consistente com o previsto na teoria do *trade off*, porque empresas maiores ou maduras costumam ter menor risco de falência e são menos arriscadas do que as pequenas empresas, devido ao histórico de sucesso e consolidação no mercado, o que faz com que recebam uma maior atenção dos analistas e agências de classificação de risco (reduzindo assim as assimetrias informacionais). Estes argumentos implicam em um maior potencial de alavancagem. De acordo com a teoria do *pecking order*, a relação entre o tamanho e

alavancagem não é clara devido ao impacto ambíguo de um reduzido grau de assimetria de informações nas decisões entre os custos de agência, dinheiro em caixa e financiamento por dívida contra emissão de ações.

#### 5.6. Tangibilidade (+)

A tangibilidade dos ativos é frequentemente medida pela proporção de ativos fixos em relação aos ativos totais. A relação entre a alavancagem e tangibilidade é considerada positiva na pesquisa empírica da estrutura de capital. Ela também está positivamente correlacionada à alavancagem como uma variável de controle nas análises de *trade off* dinâmicos. Segundo estudos de Titman e Wessels (1988) empresas com uma quantidade de ativos fixos maior tendem a emitir novas dívidas à partir de que estes mesmos ativos podem ser colocados como garantia e empresas mais antigas possuem custos de dívida inferiores à empresas iniciantes. Ademais, uma relação positiva entre ativos tangíveis disponíveis e alavancagem é consistente com a teoria do *Pecking Order* se houver a garantia de reduzir a relevância das informações assimétricas, tornando a ordem de preferência menos rigorosa.

## 6. O *trade off* dinâmico da velocidade de ajustamento

Segundo Elsas (2010), as divergências existentes dentro dos diversos estudos à respeito das velocidades de ajuste são em decorrência de grande parte dos pesquisadores desconsiderarem, de maneira premeditada ou não, os desafios econométricos de uma análise de estruturas de capital. A falta de dados históricos, sobretudo em países onde os mercados de capitais ainda não estão maduros, ou as políticas de governança não são atuantes comprometem a fidelidade de muitas das teorias existentes nos dias de hoje. Pesquisadores ainda procuram tanto formular teorias que comprovem a existência de uma estrutura de capital ótima tanto quanto chegar a um consenso sobre a velocidade de ajuste das firmas. Apesar da complexidade crescente desse desafio novos métodos e estimadores surgem na tentativa de tornar mais fidedignas as conclusões apresentadas em estudos empíricos.

A pesquisa empírica de estrutura de capital foi focalizada em testes a fim de checar a validade das três teorias vigentes nos dias de hoje: a teoria estática e dinâmica do *trade off*, a teoria das hierarquias de financiamento (ou *Pecking Order*) e a teoria do *Market Timing*. A ênfase deste trabalho será na análise da velocidade de ajuste das empresas presente na teoria do *trade off* dinâmico.

Para a teoria do *trade off*, um nível ótimo de dívida equilibra os custos e benefícios da alavancagem. De acordo com Flannery (2006) existe um *trade off* semelhante para as decisões de velocidade de ajustamento da estrutura de capital. Enquanto a alavancagem ideal (ou alavancagem meta) equilibra as vantagens e desvantagens do financiamento da dívida, a velocidade de ajustamento dos custos reequilíbrio pesa contra o alto preço de se desviar da meta. Por exemplo, empresas perto da falência têm um incentivo diferente para ajustar seus níveis de dívida pois, as taxas de desconto para novas dívidas é maior devido ao risco de inadimplência, diferente das que estão em situação mais estável. Como os custos de alavancagem subótima e os ajustes da estrutura de capital variam, assim será a velocidade de ajuste. Velocidades mais lentas de ajuste estão previstas na presença de maiores custos de ajuste e velocidades maiores de ajuste são previstos quando os desvios são menos custosos. A teoria do *trade off* dinâmico argumenta que a estrutura ótima de capital é ajustada a todo momento em função de fatores endógenos e exógenos à organização.

O modelo empírico de Flannery (2006) leva em conta a natureza dinâmica da estrutura de capital das firmas e é abrangente o suficiente para ser testado na presença de metas de

alavancagem pré-determinadas. Em seu artigo, Flannery verificou a velocidade de ajuste média de empresas americanas. Suas evidências indicam que essas firmas ajustam suas estruturas de capital a uma taxa de mais de 30% ao ano. Porém, a sua análise foi feita utilizando uma base de dados com empresas norte americanas e de todos os setores. A análise de Flannery não leva em conta as características de setores distintos. Por exemplo, empresas de aviação são historicamente mais alavancadas do que empresas de siderurgia. Características específicas dos setores de operação influenciam na escolha da combinação ideal entre dívida e capital próprio e os valores extremos das velocidades de ajuste interferem no valor médio obtido por Flannery.

## 7. Metodologia

O modelo utilizado nesse estudo é o de Flannery (2006), adequado para a mensuração da velocidade de ajuste da estrutura de capital de empresas. A principal característica desse modelo é o uso de painéis dinâmicos a fim de que seja considerado o caráter temporal das decisões de financiamento das firmas. De acordo com Flannery, a pesquisa empírica produz resultados conflitantes sobre como as empresas escolhem as suas estruturas de capital. A distinção entre as três teorias principais (*Trade Off*, *Pecking Order* e *Market Time*) requer que seja conhecida como as empresas se ajustam a um nível de alavancagem meta no longo prazo e (se isso for feito) a que velocidade. Muitos pesquisadores utilizaram modelos que falharam em identificar e reconhecer ajustes incompletos. O modelo de ajustamento parcial de Flannery indica que as firmas possuem níveis de alavancagem meta e de acordo com sua pesquisa prévia esse nível médio seria de 34%. Ou seja, as empresas em geral conseguem se aproximar e reduzir em cerca de um terço a distância entre o seu nível atual de alavancagem até um nível desejado no período de um ano. O modelo é o seguinte:

$$NDE_{i,t}^* = (\lambda\beta)X_{i,t} + NDE_{i,t-1}(1 - \lambda) + \varepsilon_{i,t}$$

Onde  $(\lambda\beta)X_{i,t}$  é o conjunto de regressores exógenos, o termo de erro  $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$ . Sendo:

$$NDE_{i,t} = \frac{D_{i,t}}{D_{i,t} + E_{i,t}}$$

$$NDE_{i,t}^* = \beta X_{i,t} \text{ onde:}$$

$NDE$  = Nível de dívida da empresa;

$\beta$  = vetor de coeficientes;

$X_{i,t}$  = vetor das características da firmas que influenciam nos custos e benefícios de se operar com diversos níveis de alavancagem;

A tabela 1 mostra os componentes do vetor de características e suas influências na velocidade de ajuste segundo Flannery (2006) e essas características podem ser alteradas ao se levar em conta empresas de setores diferentes assim como, características de operação e financiamentos distintos.

Item	Formula	Influência na velocidade de ajuste
Lucratividade (Lucrat)	$LAJIR / AT - \text{Lucro antes dos Juros e impostos} / \text{Ativo Total}$	Aumenta
Market Book Ratio(MBR)	$\text{Valor por ação} / \text{Valor do patrimônio líquido por ação ou capitalização recente de mercado} / \text{Patrimônio líquido}$	Diminui
Benefícios Fiscais(DEP_TA)	$DEP / AT - \text{Depreciação} / \text{Ativo Total}$	Diminui
Tamanho(TAM)	$\ln(TA) - \text{Logaritmo natural do Ativo Total}$	Aumenta
Tangibilidade(TANG)	$AF / AT - \text{Ativos Fixos} / \text{Ativo Total}$	Aumenta
Variável dummy de pesquisa e desenvolvimento (R.D)	R.D = 1 (se os gastos estão disponíveis) R.D=0 ( caso contrário)	Diminui
Proporção dos gastos com pesquisa e desenvolvimento (R.D_TA)	$R.D / AT - \text{Gastos com pesquisa e desenvolvimento} / \text{Ativo total}$	Diminui
Índice de endividamento médio global do setor de óleo e gás (IndMed)	IndMed	Aumenta
Variável dummy de rating de public de risco(Rating)	Rating = 1 (se possui rating ) Rating =0 (caso contrário)	Aumenta

TABELA 1: Componentes do vetor de características utilizados no modelo e suas influências na velocidade de ajuste da estrutura de capital.

No modelo de Flannery a velocidade de ajuste é considerada a mesma para todas as empresas, ou seja, homogênea, premissa que não é aderente a realidade. Características institucionais, estilo de gerência, conjunturas econômicas distintas em empresas de países diferentes que provocam custos diferenciados de ajustamento; assim como, peculiaridades dos setores de operação das firmas são os determinantes da heterogeneidade entre as empresas como mostra a figura 2 que representa a mudança ao longo do tempo do nível de dívida de companhias petrolíferas.

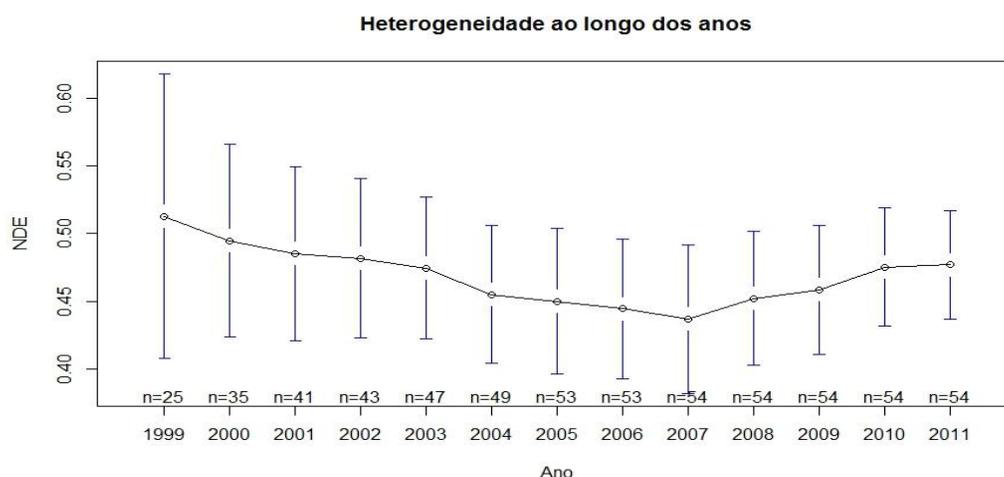


Figura 2: Heterogeneidade ao longo dos anos

A amostra utilizada nesse trabalho consiste em um conjunto de 54 empresas petrolíferas selecionadas à partir da lista das maiores empresas da Financial Times. Seus dados foram retirados do software Economatica, do site Ycharts e dos balanços financeiros anuais das empresas com suas demonstrações financeiras anuais. Algumas empresas como a Saudi Aramco e a NIOC (National Iranian Oil Company) não publicam balanços anuais. Logo, não foi possível uma análise mais detalhada de muitas empresas do Oriente Médio e de algumas empresas africanas, como a angolana Sonangol. Todos os valores utilizados na pesquisa foram convertidos para dólares americanos. Além disso, a variável explicativa Índice de endividamento médio global do setor (IndMed) foi obtida do site de Aswath Damodaram.

Para se efetuar a análise econométrica dos painéis de dados utilizou-se o pacote *plm* do software estatístico R.15.2 e os dados das companhias de petróleo de acordo com os critérios que influenciam o nível de alavancagem ideal. Foi executada a análise do modelo de Flannery (2006) com um painel desbalanceado para os períodos de 1999 a 2011 com um mínimo de 25 e máximo 54 empresas; o maior painel balanceado com os anos de 2005 até 2011 com 53 empresas e análises com painéis desbalanceados das seguintes regiões geográficas: Ásia e Oceania, Europa, Estados Unidos e Canadá.

Foram utilizados dados de painel através dos Modelos de Efeitos Fixos intra-grupos; Efeitos Aleatórios com os métodos de estimação aplicáveis de acordo com a variância observada; os modelos de painéis dinâmicos de Mínimos Momentos Generalizados de Arellano e Bond e o de sistemas de Mínimos Momentos Generalizados de Blundel e Bond. No modelo de dados em painel dinâmico, existe uma fonte de endogeneidade que consiste na correlação da variável dependente defasada de um período com o termo de erro. Na presença de endogeneidade as estimações por MQO são viesadas e inconsistentes. Além disso, Cameron e Trivedi (2005) demonstram que os estimadores tradicionais de efeitos fixos também não são consistentes. Isto porque a variável dependente defasada em um período é correlacionada com os efeitos aleatórios e, conseqüentemente, com a composição do termo de erro. Conseqüentemente os estimadores convencionais dos efeitos aleatórios lidam com estimações inconsistentes.

Uma vez que os estimadores convencionais dos efeitos não observados não são consistentes na presença de endogeneidade temporal, a fim de estimar consistentemente este tipo de modelo é necessário remover os efeitos não observados. O problema é resolvido usando os tradicionais estimadores de modelos de dados dinâmicos, como o estimador Arellano-Bond ou o estimador Blundell-Bond. Como é conhecido, o estimador Arellano-Bond transforma a equação de Flannery, leva as diferenças e ainda a estima por GMM, usando a variável dependente defasada em dois, três ou mais períodos como instrumentos. O problema com o estimador Arellano-Bond é que se os dados tiverem uma grande persistência temporal esses instrumentos baseados nas defasagens temporais da variável dependente serão fracos instrumentos para a equação transformada. Então, Blundell e Bond (1998) sugerem a adoção do sistema GMM (GMM system) como método de estimação, no qual o sistema de equações é estimado em primeiras diferenças e em níveis (Baltagi, 2008; Cameron e Trivedi, 2005; Blundel e Bond,

1998). A explicação detalhada dos modelos de dados de painel ( dados empilhados, efeitos fixos e aleatórios de um e dois componentes de erro, métodos de mínimos momentos generalizados (GMM) e sistemas de GMM de um e dois estágios) e a sua formulação matemática está no anexo 2 desse trabalho.

Elsas e Florysiak (2010) elaboraram baseados nos estudos econométricos de Loudermilk (2007) um modelo especialmente confeccionado para dados em painéis dinâmicos desbalanceados e com variáveis dependentes fracionárias. Conhecido como estimador DPF (dynamic panel fractional ) é um estimador Tobit duplamente censurado que possibilita o estudo de fenômenos que podem gerar soluções de canto com variáveis dependentes defasadas e heterogeneidade não observada. Não foi possível o uso dessa ferramenta pois o período dos dados era muito curto. Devido ao fato do Modelo Tobit ser baseado em métodos de máxima verossimilhança ele é adequado em painéis longos (  $n > 30$  ).

## 8. Análise dos resultados

A partir da forma funcional da equação de Flannery e dos vetores de características da velocidade de ajuste realizou-se primeiramente a estimação através da regressão de mínimos quadrados ordinários. Apesar das variáveis se mostrarem adequadas quando se faz uso de modelos dinâmicos para a análise da velocidade de ajuste da estrutura de capital, tal adequação não se mostra presente ao se utilizar o painel de dados estático no estudo da estrutura de capital em si. A maior parte das variáveis não se mostrou significativa sendo encontrados em média de dois a três coeficientes significativos em todas as regiões estudadas. A regressão de MQO mostrou baixo poder explicativo no modelo proposto pois apresentou um r- quadrado de apenas 3%. Uma série de tentativas para melhorar o r-quadrado foram feitas acrescentando as variáveis *CrescPIB*, que consiste no aumento percentual anual do Produto Interno Bruto mundial e *PrecoWTI e PreçoBrent* que representam respectivamente as variações nos preços do barril de petróleo tipo WTI , negociado pelas empresas que operam na Bolsa de Nova York , e as variações do preço do petróleo tipo Brent , negociado pelas empresas que operam na Bolsa de Londres, Oriente Médio, Ásia e Oceania. No tocante à significância nenhuma das variáveis foi significativa. Encontra-se significância ao se utilizar todas as 54 empresas em painéis desequilibrados apenas nas variáveis lucratividade, tangibilidade dos ativos, tamanho, proporção média anual de gastos em pesquisa e desenvolvimento em relação ao ativo imobilizado e nível de endividamento global do setor. Ao contrário de Gertzmann e Spremann (2010) que verificaram a inadequação do modelo de dados de painel estáticos para empresas de petróleo e gás, devido ao fato das variáveis não se mostrarem significativas ,nesse estudo foi detectada significância porém, com baixo poder explicativo. Provavelmente a heterogeneidade entre empresas e as regiões estudadas tenha causado essa diferença. Mesmo com o acréscimo dessas variáveis não houve aumento do  $R^2$  o que fez com que os resultados da regressão por MQO de dados estáticos fossem retirados desse estudo e fossem utilizados apenas painéis dinâmicos tanto na regressão de dados empilhados ( pooling ) , Efeitos Fixos (within), Aleatórios, GMM e Sistemas de GMM.

O uso de variáveis defasadas e a inclusão dos efeitos fixos das empresas aumentou consideravelmente o poder explicativo do R-quadrado para pelo menos 52% de acordo com a região. Nas regressões de dados empilhados (pooling) o  $R^2$  ficou entre 52% e 84% e nos modelos de efeitos fixos entre 24% e 42%.Essa variação deve-se à presença dos efeitos fixos das

empresas é uma indicação do grau de persistência das estruturas de capital. As técnicas mais eficientes e confiáveis utilizadas nesse estudo para a mensuração da velocidade de ajuste em painéis dinâmicos foram as baseadas no Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Considerando os métodos não viesados de painéis dinâmicos (Métodos GMM) as decisões de estrutura de capital nas empresas petrolíferas ao redor do mundo são tomadas independentemente em função de fatores que variam de acordo com as regiões estudadas. O fator comum em todas as regiões foi o tamanho das empresas o que é consistente com a teoria do *tradeoff*. O nível de endividamento do período anterior apenas não foi significativo na Europa, em compensação, a variável *dummy rating* mostrou-se significativa nessa região apresentando uma influência negativa no endividamento das empresas fazendo com que as empresas que tenham *rating* público de endividamento fiquem mais inibidas em se endividarem ao contrário da crença geral. (Kisgen (2006)). No painel mundo os fatores significativos na alavancagem foram além dessa proporção com gastos de pesquisa e desenvolvimento o que faz sentido visto que a atividade petrolífera demanda avanços técnicos para a melhoria da eficiência. Nos dados do painel mundo balanceado de 2005 a 2011 a tangibilidade dos ativos também aparece com influência positiva no endividamento e a lucratividade aparece significativa apenas no Método de Sistemas de GMM de um estágio e para as empresas americanas e canadenses. Lembrando que esses fatores são significativos quando se considera a análise de painel dinâmica na estática outros fatores como benefícios fiscais aparecem como mostra o anexo 2 em detalhes.

A velocidade de ajuste média, ou seja, qual a percentagem média da estrutura de capital que as empresas de petróleo ao redor do mundo recuperam no período de um ano mantendo-se as condições econômicas e seu desempenho operacional constante ficou em um intervalo de 18% a 75% sendo a velocidade de 64% obtida pelo método dos Sistemas de GMM de dois estágios a que obteve a maior significância de acordo com a amostra geral de um painel desbalanceado de 54 empresas ao redor do mundo onde o maior período de estudo foi de 1999 a 2011 abrangido por 25 empresas. A totalidade das 54 empresas só foi analisada durante o período de 2006 a 2011.

Devido ao fato de que os dados financeiros históricos serem restritos a curtos períodos de tempo em algumas empresas foram efetuadas regressões tomando-se por base o maior painel balanceado possibilitado pelos dados obtidos. O painel balanceado consiste em 52 empresas ao redor do mundo abrangendo o período de 2005 a 2011. O intervalo da velocidade de ajuste média ficou entre 15% e 77%. Nesse painel balanceado foi possível o uso do Modelo de Efeitos

Aleatórios com diferentes métodos de estimação e a comparação dos demais modelos de estimação (empilhados, fixos e aleatórios) através de testes específicos a fim de que seja verificado qual é preferível para a análise do painel de dados. Primeiramente foi feita a regressão de dados empilhados. Como no caso dos dados empilhados não leva em consideração a heterogeneidade entre as empresas a regressão foi descartada e utilizaram-se os Modelo de Efeitos fixos e aleatórios com os três métodos de estimação disponíveis o de Nerlove e Amemiya , ambos com apenas um componente de erro e o método de Walhus , esse com dois componentes de erro. Foi realizado o Teste de Hausmann para verificar a consistência das estimativas e fosse feita a decisão entre o Modelo de Efeitos Fixos ou Aleatórios. Em todas as comparações foi verificado que o Modelo de Efeitos Fixos seria o mais adequado com exceção do Método de Estimação de Nerlove que foi considerado mais consistente do que o de Efeitos Fixos com um valor calculado de 22,8346 e um p-valor de 0,006. Rejeitando a hipótese nula de que o método de efeitos fixos seria preferível. Apesar de todos os métodos tanto os de Efeito Fixo quanto os de Efeitos Aleatórios terem apresentado velocidades de ajuste mais significantes do que as obtidas pelos métodos baseados em Momentos Generalizados , deve-se lembrar que devido ao fato do estudo ser efetuado com painéis dinâmicos , tanto o Modelo de Efeitos Fixos quanto o Modelo de Efeitos Aleatórios são considerados viesados devido ao fato das variáveis defasadas estarem correlacionadas com os termos de erro deixando a escolha da velocidade de ajuste mais confiável restrita aos métodos GMM. Na amostra de painel balanceado o método de Sistema de GMM de um estágio mostrou-se o mais eficaz apresentando a velocidade de ajuste de 68% além de ser a com a maior significância estatística. Provavelmente o curto período do painel foi o motivo da não significância estatística da velocidade de ajuste de 77% obtida pelo método de Sistema de GMM de dois estágios.

Nas 22 empresas listadas na Bolsa de Nova York Nos métodos GMM as velocidades de ajuste foram bem parecidas de 27% no Método GMM e 29% no Método de Sistemas de GMM. Ambas foram consideradas significantes mas a velocidade de ajuste obtida no método GMM obteve significância maior que pode ser constatada no quadro 3.

Na Europa em nenhum dos modelos de GMM apresentados foi encontrada significância estatística o que indica que o Modelo de Flannery talvez não seja o adequado para a mensuração da velocidade de ajuste em empresas de óleo e gás operando na Europa. Isso vai de encontro com a conclusão de Gertzmann e Spremann (2010) em seu estudo em firmas asiáticas. Porém, ao

efetuar o estudo na região da Ásia e Oceania o Método de Sistemas de GMM de um estágio apresentou uma velocidade de ajuste significativa de 58%

No painel de dados relativo às empresas americanas e canadenses, mais uma vez o Modelo de Sistemas de GMM de um estágio mostrou-se o mais eficaz de acordo com a amostra estudada fornecendo uma velocidade de ajuste de 57% com maior significância em relação ao Método de dois estágios. Ver quadro 6.

A consistência do estimador GMM depende da validade dos instrumentos. Para abordar esta questão, consideramos três testes de especificação sugeridos por Arellano e Bond (1991). O primeiro é um teste de Sargan sobre identificação de restrições, que testa a validade geral dos instrumentos através da análise da amostra analógica das condições de momentos utilizadas no processo de estimação. Este teste confirma a ausência de correlação entre os instrumentos e o termo de erro nos modelos. O segundo teste examina a hipótese de falta de correlação de primeira ordem nos resíduos primeira diferença (AR1) e o terceiro teste a de segunda ordem (AR2). Nos testes de Sargan, se os instrumentos são válidos, a hipótese nula de adequação dos instrumentos não deve ser rejeitada. Nesse caso, não existem evidências de inadequação do conjunto de instrumentos utilizados, no caso das variáveis *dummies* e variáveis defasadas em um período com 62% de serem eficientes no painel desbalanceado de 54 empresas considerando o Método de Sistemas de GMM de um estágio. Os resultados variaram de acordo com as regiões estudadas com os instrumentos em alguns locais sendo considerados até 100% eficientes, resultado provocado talvez pela série curta de tempo. No Método de Sistemas de GMM de um estágio houve correlação serial de primeira ordem AR(1) e de segunda ordem AR(2) apenas na região da Ásia e Oceania e de segunda ordem na amostra das empresas que operam na Bolsa de Nova York e na das firmas americanas e canadenses.

O Modelo de Flannery é adequado, visto que leva em conta a natureza dinâmica das firmas, para que sejam efetuadas comparações internacionais entre empresas da mesma forma que não inclui informações à respeito do ambiente institucional de suas bases de operação que afetam diretamente as velocidades de ajuste. Daí, as diferenças encontradas nas velocidades de ajuste em diferentes regiões.

## 8.1 Resultados painel mundo não balanceado.

No painel mundo não balanceado o método de Sistemas de GMM de um estágio mostrou-se o mais adequado dado a extensão do painel de estudo e a quantidade de variáveis consideradas significativas. Com exceção da variável, nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) que foi considerada significativa em todos os métodos de estimação, as variáveis consideradas significantes no método de Sistemas de GMM foram totalmente diferentes dos demais métodos. No método dos momentos generalizados, o nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); o nível de endividamento médio global do setor de petróleo ( $IndMed_{(t-1)}$ ); tamanho da empresa ( $lnTA$ ) e a proporção dos gastos com pesquisa e desenvolvimento ( $R.D_{TA}$ ) foram consideradas significantes para a escolha da meta de dívida da empresa. Enquanto nos métodos de dados empilhados e efeitos fixos a lucratividade ( $Lucrat$ ) e o nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) foram consideradas significantes. Esse resultado deve-se ao fato que tanto o método de dados empilhados quanto o método de efeitos fixos são vítimas de inconsistência e viés dado que o Modelo de Flannery trabalha com dados dinâmicos de painel. Essa deficiência também afeta a mensuração da velocidade de ajuste média dessas firmas que foram respectivamente 18% para os dados empilhados, 57% no estimador de efeitos fixos e 75% no Sistema de GMM de um estágio. Vale ressaltar que no Método GMM de dois estágios a velocidade de ajuste de 64% foi obtida, porém a apenas a variável tamanho das empresas ( $lnTA$ ) foi considerada significativa. No quadro 1 podemos verificar os resultados das regressões do painel mundo não balanceado.

**TABELA2: Resultados das regressões do painel mundo não balanceado**

Resultados empíricos – Análise em painel Dados não balanceado com 54 empresas ao redor do mundo , (1999-2011).As regressões são baseadas nos balancetes anuais das firmas com seus valores convertidos para dólares americanos.A variável dependente é o valor das dívidas de curto e longo prazo no instante  $t$  ( $D_{it}$ ) divididos pelo valor das dívidas totais no instante  $t$  somados ao valor do patrimônio líquido no instante  $t$  ( $E_{it}$ ).As variáveis independentes são as seguintes:Nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ );Nível de dívida médio global do setor de petróleo e gás ( $IndMed_{(t-1)}$ );Lucratividade ( $Lucrat$ );Market Book Ratio ( $MBR$ );Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ );Logaritmo natural dos ativos totais ( $lnTA$ );Ativos fixos divididos pelos ativos totais ( $TANG$ );Gastos com pesquisa e desenvolvimento divididos pelos ativos totais ( $R\_D_{TA}$ );Variável *dummy* das empresas que publicaram gastos com pesquisa e desenvolvimento em seus balancetes ( $R\_D$ );variável *dummy* das empresas que possuem rating de risco divulgado pela *Standard & Poor's ou Moody's (rating)*.Os valores são os coeficientes das regressões e os números entre parênteses são os t-valores.A velocidade de ajuste é o coeficiente  $(1 - \lambda)$  da regressão. Os símbolos “ $\Psi$ ”, “\*”, “\*\*\*”, “\*\*\*\*” significam respectivamente significância a 10%,5%,1% e a 0,1%

Métodos	OLS (pooling)	Efeitos Fixos (intra-grupos)	Sistema de GMM (um estágio)	Sistema de GMM (dois estágios)
Intercepto	0,035 (0,502)			
NDE(t-1)	0,820 (0,000)***	0,432 (0,000)***	0,248 (0,014)*	0,369 (0,008)**
IndMed(t-1)	-0,034 (0,620)	-0,627 (0,361)	0,195 (0,09) $\Psi$	0,123 (0,329)
Lucrat	-0,090 (0,012)*	-0,243 (0,000)***	0,047 (0,774)	0,009 (0,946)
MBR	0,000 (0,909)	-0,001 (0,519)	-0,001 (0,690)	-0,000 (0,943)
DEP_TA	0,034 (0,642)	0,143 (0,146)	0,035 (0,757)	0,139 (0,103)
lnTA	0,003 (0,170)	-0,007(0,196)	0,012 (0,003)**	0,011 (0,031)*
TANG	0,010 (0,711)	-0,019 (0,604)	0,095 (0,183)	0,054 (0,541)
R.D_TA	0,073(0,598)	-0,265 (0,300)	0,770 (0,035)*	0,590 (0,200)
R.D	0,017 (0,153)	-0,025 (0,453)	0,059 (0,118)	0,047 (0,244)
Rating	-0,013 (0,175)		-0,027 (0,374)	-0,015 (0,667)
R <sup>2</sup>	0,72	0,27		
R <sup>2</sup> ajustado	0,70	0,24		
Sargan			0,619	0,958
AR(1)			0,000	0,002
AR(2)			0,000	0,057
Velocidade de ajuste (1 - $\lambda$ )	<b>18%</b>	<b>57%</b>	<b>75%</b>	<b>64%</b>

## 8.2. Resultados painel mundo balanceado

No painel mundo balanceado o método de Sistemas de GMM de um estágio mostrou-se o mais adequado. Porém diferentemente do painel desbalanceado, a eficiência do método é diagnosticada pela sua adequação aos dados de painéis dinâmicos e não, pela quantidade de variáveis significantes. Com exceção da variável, nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) que foi considerada significativa em todos os métodos de estimação, as variáveis consideradas significantes no método de Sistemas de GMM foram totalmente diferentes dos demais métodos. No método dos momentos generalizados, o nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); o tamanho da empresa ( $lnTA$ ) e a tangibilidade dos ativos ( $TANG$ ) foram consideradas significantes para a escolha da meta de dívida da empresa. Enquanto que no método de dados empilhados apenas o nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) mostrou-se significativo; no método de efeitos fixos foram significantes o nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); a lucratividade ( $Lucrat$ ) e a Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ ) e nos demais estimadores de efeitos aleatórios essas variáveis também foram significativas assim como o *Market Book Ratio* ( $MBR$ ) no estimador de Walhus de dois componentes de erro. Esse resultado deve-se ao fato que tanto o método de dados empilhados quanto o método de efeitos fixos e aleatórios são vítimas de inconsistência e viés dado que o Modelo de Flannery trabalha com dados dinâmicos de painel. Essa deficiência também afeta a mensuração da velocidade de ajuste média dessas firmas que foram respectivamente 18% para os dados empilhados, 67% no estimador de efeitos fixos, 53% para os efeitos aleatórios com estimador de Nerlove com um componente de erro; 50% para os efeitos aleatórios com o estimador de Amemiya de um componente de erro; 15% para os efeitos aleatórios com o estimador Walhus com dois componentes de erro e 68% no Sistema de GMM de um estágio. Vale ressaltar que no Método GMM de dois estágios a velocidade de ajuste de 77% foi obtida, porém a apenas as variáveis tamanho das empresas ( $lnTA$ ) e a variável *dummy* das empresas que publicaram gastos com pesquisa e desenvolvimento em seus balancetes ( $R.D$ ); foram consideradas significantes. No quadro 2 podemos verificar os resultados das regressões do painel mundo balanceado

**TABELA3- Resultados das regressões do painel mundo não balanceado**

Resultados empíricos dados em painel balanceados 52 empresas- ao redor do mundo (2005-2011). As regressões são baseadas nos balancetes anuais das firmas com seus valores convertidos para dólares americanos. A variável dependente é o valor das dívidas de curto e longo prazo no instante  $t$  ( $D_{it}$ ) divididos pelo valor das dívidas totais no instante  $t$  somados ao valor do patrimônio líquido no instante  $t$  ( $E_{it}$ ). As variáveis independentes são as seguintes: Nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); Nível de dívida médio global do setor de petróleo e gás ( $IndMed_{(t-1)}$ ); Lucratividade ( $Lucrat$ ); Market Book Ratio ( $MBR$ ); Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ ); Logaritmo natural dos ativos totais ( $lnTA$ ); Ativos fixos divididos pelos ativos totais ( $TANG$ ); Gastos com pesquisa e desenvolvimento divididos pelos ativos totais ( $R\_D\_TA$ ); Variável *dummy* das empresas que publicaram gastos com pesquisa e desenvolvimento em seus balancetes ( $R\_D$ ); variável *dummy* das empresas que possuem rating de risco divulgado pela *Standard & Poor's ou Moody's (rating)*. Os valores são os coeficientes das regressões e os números entre parênteses são os t-valores. A velocidade de ajuste é o coeficiente  $(1 - \lambda)$  da regressão. Os símbolos “ $\Psi$ ”, “\*”, “\*\*”, “\*\*\*” significam respectivamente significância a 10%, 5%, 1% e a 0,1%.

Métodos	OLS (pooling)	Efeitos Fixos (intra-grupos)	Efeitos Aleatórios (um componente de erro-Nerlove)	Efeitos Aleatórios (um componente de erro-Amemiya)	Efeitos Aleatórios (dois componentes de erro-Walhus)	Sistema de GMM (um estágio)	Sistema de GMM (dois estágios)
Intercepto	-0,002 (0,968)		0,082 (0,544)	0,069 (0,576)	-0,005 (0,921)		
NDE(t-1)	0,816 (0,000)***	0,331 (0,000)***	0,466 (0,000)***	0,501 (0,000)***	0,847 (0,000)***	0,324 (0,020)*	0,233 (0,169)
IndMed(t-1)	0,022 (0,819)	-0,035 (0,726)	-0,022 (0,810)	-0,018 (0,847)	0,026 (0,789)	0,124 (0,442)	0,011 (0,948)
Lucrat	-0,052 (0,238)	-0,166 (0,010)*	-0,132 (0,023)*	-0,124 (0,032)*	-0,045 (0,265)	0,028 (0,863)	-0,012 (0,918)
Market Book Ratio	0,004 (0,108)	-0,001 (0,772)	0,000 (0,868)	0,001 (0,770)	0,004 (0,064) $\Psi$	0,003 (0,527)	0,002 (0,520)
DEP_TA	0,113 (0,116)	0,197 (0,072) $\Psi$	0,146(0,138)	0,136 (0,166)	0,123 (0,061) $\Psi$	0,096 (0,222)	0,115 (0,210)
lnTA	0,003 (0,238)	0,006 (0,609)	0,007 (0,307)	0,007 (0,279)	0,002 (0,244)	0,008 (0,071) $\Psi$	0,011 (0,049)*
TANG	0,016 (0,652)	0,0624 (0,261)	0,054 (0,273)	0,052 (0,286)	0,009 (0,769)	0,130 (0,056) $\Psi$	0,134 (0,135)
R.D_TA	0,089 (0,626)	-0,380 (0,340)	-0,128 (0,692)	-0,085 (0,787)	0,085 (0,598)	0,577 (0,130)	0,651 (0,345)
R.D	0,018 (0,234)	0,056 (0,420)	0,030 (0,408)	0,029 (0,388)	0,016 (0,220)	0,063(0,102)	0,085 (0,035)*
Rating	-0,004 (0,694)		-0,011 (0,750)	-0,011 (0,713)	-0,003 (0,734)	-0,026 (0,356)	-0,035 (0,331)
R <sup>2</sup>	0,75	0,19	0,28	0,32	0,80		
R <sup>2</sup> ajustado	0,72	0,15	0,27	0,30	0,77		
Sargan						0,023	0,089
AR(1)						0,004	0,002
AR(2)						0,000	0,268
Velocidade de ajuste ( $1 - \lambda$ )	<b>18%</b>	<b>67%</b>	<b>53%</b>	<b>50%</b>	<b>15%</b>	<b>68%</b>	<b>77%</b>

### 8.3. Resultados painel Bolsa de Nova York

No painel das empresas de petróleo listadas na Bolsa de Nova York o método de Sistemas de GMM de um estágio mostrou-se o mais adequado. Diferentemente dos painéis balanceados e desbalanceados do cenário mundo houve uma variável que foi significativa em mais de um método de estimação. O tamanho da empresa ( $\ln TA$ ) mostrou-se significativo tanto no método de estimação de Sistemas de GMM de um estágio quanto no método de estimação de dados empilhados, além da depreciação e amortização divididos pelos ativos totais, ou benefícios fiscais ( $DEP\_TA$ ) que apenas não se mostrou significativo no Modelo de Sistemas de GMM de dois estágios. Mais uma vez, a variável, nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) foi considerada significativa em todos os métodos de estimação, enquanto que no método de dados empilhados surgiram a lucratividade ( $Lucrat$ ) e os benefícios fiscais ( $DEP\_TA$ ) e no método de efeitos fixos a variável proporção de gastos com pesquisa e desenvolvimento ( $R.D_{TA}$ ) mostrou-se significativo. Tanto os métodos de dados empilhados e efeitos fixos são vítimas de inconsistência e viés dado que o Modelo de Flannery trabalha com dados dinâmicos de painel. Essa deficiência também afeta a mensuração da velocidade de ajuste média dessas firmas que foram respectivamente 11% para os dados empilhados, 46% no estimador de efeitos fixos, 53% e 27% no Sistema de GMM de um estágio. Vale ressaltar que no Método GMM de dois estágios apesar de ser o método que apresentou a menor quantidade de variáveis significantes a velocidade de ajuste de 29% é muito próxima da obtida pelo método de Sistemas de GMM de um estágio. No quadro 3 podemos verificar os resultados das regressões obtidos no painel das empresas listadas na Bolsa de Nova York.

**TABELA4- Resultados das regressões do painel mundo não balanceado**

Resultados empíricos – Análise em painel Dados não balanceados com 22 empresas da Bolsa de Nova York, (1999-2011) As regressões são baseadas nos balancetes anuais das firmas com seus valores convertidos para dólares americanos. A variável dependente é o valor das dívidas de curto e longo prazo no instante  $t$  ( $D_{it}$ ) divididos pelo valor das dívidas totais no instante  $t$  somados ao valor do patrimônio líquido no instante  $t$  ( $E_{it}$ ). As variáveis independentes são as seguintes: Nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); Nível de dívida médio global do setor de petróleo e gás ( $IndMed_{(t-1)}$ ); Lucratividade ( $Lucrat$ ); Market Book Ratio ( $MBR$ ); Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ ); Logaritmo natural dos ativos totais ( $lnTA$ ); Ativos fixos divididos pelos ativos totais ( $TANG$ ); Gastos com pesquisa e desenvolvimento divididos pelos ativos totais ( $R\_D\_TA$ ); Variável *dummy* das empresas que publicaram gastos com pesquisa e desenvolvimento em seus balancetes ( $R\_D$ ); variável *dummy* das empresas que possuem rating de risco divulgado pela *Standard & Poor's ou Moody's (rating)*. Os valores são os coeficientes das regressões e os números entre parênteses são os t-valores. A velocidade de ajuste é o coeficiente  $(1 - \lambda)$  da regressão. Os símbolos “ $\Psi$ ”, “\*”, “\*\*”, “\*\*\*”, “\*\*\*\*” significam respectivamente significância a 10%, 5%, 1% e a 0,1%.

Métodos	OLS (pooling)	Efeitos Fixos (intra-grupos)	Sistema de GMM (um estágio)	Sistema de GMM (dois estágios)
Intercepto	0,009 (0,927)			
NDE(t-1)	0,889 (0,000)***	0,540 (0,000)***	0,728 (0,000)***	0,713 (0,046)*
IndMed(t-1)	-0,117 (0,243)	-0,176 (0,096) $\Psi$	-0,015 (0,871)	-0,100 (0,544)
Lucrat	-0,109 (0,056) $\Psi$	-0,392 (0,000)***	-0,011 (0,924)	0,010 (0,955)
Market Book Ratio	-0,005 (0,170)	-0,005 (0,184)	-0,008 (0,197)	-0,008 (0,413)
DEP_TA	-0,346 (0,061) $\Psi$	-0,363 (0,061) $\Psi$	-0,329 (0,086) $\Psi$	-0,297 (0,463)
lnTA	0,008 (0,078) $\Psi$	-0,016 (0,100)	0,010 (0,053) $\Psi$	0,011 (0,242)
TANG	0,055 (0,226)	0,059 (0,317)	0,083 (0,138)	0,080 (0,539)
R.D_TA	-0,049 (0,769)	-0,431 (0,085) $\Psi$	0,151 (0,561)	0,529 (0,608)
R.D	0,005 (0,788)	-0,003 (0,951)	0,019 (0,579)	0,038 (0,676)
Rating	-0,070 (0,145)		-0,082 (0,242)	-0,096 (0,344)
R <sup>2</sup>	0,84	0,42		
R <sup>2</sup> ajustado	0,80	0,36		
Sargan			0,999	0,999
AR(1)			0,000	0,036
AR(2)			0,419	0,400
Velocidade de ajuste ( $1 - \lambda$ );	<b>11%</b>	<b>46%</b>	<b>27%</b>	<b>29%</b>

#### 8.4. Resultados painel Europa

No painel Europa os métodos baseados em GMM seriam os mais adequados devido ao caráter dinâmico dos dados porém, a variável nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ), determinante para a mensuração da velocidade de ajuste, não foi significativa tanto no método de um estágio quanto no de dois estágios. Existe uma grande probabilidade de que a curta extensão do painel ( 12 períodos) tenha sido determinante na não adequação dos estimadores de Sistemas de GMM nesse cenário. Os valores obtidos nas velocidades de ajuste de 92% , nos dois métodos, devem ser aceitos com cautela.

Nesse cenário, a eficiência dos métodos GMM é diagnosticada pela sua adequação aos dados de painéis dinâmicos e pelo diagnóstico dos Testes de Sargan e não, pela quantidade de variáveis significantes. As variáveis consideradas significantes no método de Sistemas de GMM de um e dois estágios foram o tamanho da empresa ( $\ln TA$ ) e a variável *dummy* das empresas que possuem rating de risco divulgado pela *Standard & Poor's ou Moody's (rating)* que também mostrou-se significativa no método de dados empilhados. A variável nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) mostrou-se significativa apenas nos modelos de painéis estáticos ( fixos e dados empilhados) e a variável lucratividade (*Lucrat*) significativa apenas no modelo de efeitos fixos.

Considerando a inconsistência dos métodos de painéis estáticos ( dados empilhados e fixos) a velocidade de ajuste média dessas firmas que foram respectivamente 34% para os dados empilhados, 61% no estimador de efeitos fixos e 92% em ambos os métodos de Sistemas de GMM. No quadro 4 podemos verificar os resultados das regressões do painel de dados não balanceados na Europa.

**TABELA5- Resultados das regressões do painel Europa**

Resultados empíricos – Análise em painel Dados não balanceados com 19 empresas da Europa, (2000-2011) As regressões são baseadas nos balancetes anuais das firmas com seus valores convertidos para dólares americanos. A variável dependente é o valor das dívidas de curto e longo prazo no instante  $t$  ( $D_{it}$ ) divididos pelo valor das dívidas totais no instante  $t$  somados ao valor do patrimônio líquido no instante  $t$  ( $E_{it}$ ). As variáveis independentes são as seguintes: Nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); Nível de dívida médio global do setor de petróleo e gás ( $IndMed_{(t-1)}$ ); Lucratividade ( $Lucrat$ ); Market Book Ratio ( $MBR$ ); Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ ); Logaritmo natural dos ativos totais ( $lnTA$ ); Ativos fixos divididos pelos ativos totais ( $TANG$ ); Gastos com pesquisa e desenvolvimento divididos pelos ativos totais ( $R\_D\_TA$ ); Variável *dummy* das empresas que publicaram gastos com pesquisa e desenvolvimento em seus balancetes ( $R\_D$ ); variável *dummy* das empresas que possuem rating de risco divulgado pela *Standard & Poor's ou Moody's (rating)*. Os valores são os coeficientes das regressões e os números entre parênteses são os t-valores. A velocidade de ajuste é o coeficiente  $(1 - \lambda)$  da regressão. Os símbolos “ $\Psi$ ”, “\*”, “\*\*”, “\*\*\*”, “\*\*\*\*” significam respectivamente significância a 10%, 5%, 1% e a 0,1%.

Métodos	OLS (pooling)	Efeitos Fixos (intra-grupos)	Sistema de GMM (um estágio)	Sistema de GMM (dois estágios)
Intercepto	0,197 (0,050) $\Psi$			
NDE(t-1)	0,663 (0,000)***	0,392 (0,000)***	0,083 (0,620)	0,085 (0,829)
IndMed(t-1)	0,062 (0,630)	-0,032 (0,798)	0,119 (0,623)	0,158 (0,646)
Lucrat	-0,134 (0,137)	-0,240 (0,026)*	0,071 (0,683)	0,162 (0,476)
Market Book Ratio	0,004 (0,296)	0,000 (0,849)	0,008 (0,322)	0,003 (0,710)
DEP_TA	0,040 (0,870)	0,163 (0,630)	-0,088 (0,861)	-0,596 (0,626)
lnTA	0,002 (0,488)	-0,001 (0,867)	0,028 (0,001)**	0,029 (0,085) $\Psi$
TANG	-0,047 (0,419)	-0,030 (0,647)	0,054 (0,566)	-0,008 (0,936)
R.D_TA	-1,263 (0,169)	-0,993 (0,528)	-1,200 (0,253)	2,475 (0,507)
R.D	-0,039 (0,302)	-0,044 (0,530)	-0,054 (0,414)	0,010 (0,907)
Rating	-0,042 (0,061) $\Psi$		-0,156 (0,023)*	-0,233 (0,084) $\Psi$
R <sup>2</sup>	0,60	0,24		
R <sup>2</sup> ajustado	0,56	0,20		
Sargan			0,999	1
AR(1)			0,000	0,190
AR(2)			0,051	0,223
<b>Velocidade de ajuste (1 - <math>\lambda</math>);</b>	<b>34%</b>	<b>61%</b>	<b>92%</b>	<b>92%</b>

## 8.5 Resultados do painel Asia e Oceania

No painel das empresas de petróleo e gás baseadas na Ásia e Oceania o método de Sistemas de GMM de um estágio mostrou-se o mais adequado. A eficiência do método também é diagnosticada pela sua adequação aos dados de painéis dinâmicos e não, pela quantidade de variáveis significantes. A variável nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) não foi considerada significativa apenas no método de Sistemas de GMM de dois estágios com um coeficiente de -0,104 o que , por consequência, geraria uma velocidade de ajustamento de 110%.O que significaria que de acordo com esse método, as empresas de petróleo e gás da Ásia e Oceania conseguiriam voltar ao seu nível de alavancagem meta em menos de um ano.Entretanto, a não significância da variável nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) e a detecção de auto correlação de primeira (AR1) e segunda ordens (AR2) compromete a confiabilidade desses estimados visto que no método de Sistemas de GMM de um estágio a velocidade de ajuste encontrada foi bem menor, cerca de 58% e com significância a 5% da variável ( $NDE_{(t-1)}$ ).Nos demais métodos de estimação, as variáveis consideradas significantes no método de Sistemas de GMM foram totalmente diferentes dos demais métodos. No método dos momentos generalizados, o nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); o tamanho da empresa ( $\ln TA$ ) e a tangibilidade dos ativos ( $TANG$ ) foram consideradas significantes para a escolha da meta de dívida da empresa.Enquanto que no método de dados empilhados além do nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) mostraram-se significativos a lucratividade ( $Lucrat$ ) e a variável *rating* de risco (*rating*); no método de efeitos fixos foram significantes o nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); a lucratividade ( $Lucrat$ ) e a Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ ) e no estimador de efeitos aleatórios de Swamy e Arora foram significativos o nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); a lucratividade ( $Lucrat$ ) e a variável *rating* de risco (*rating*).Esse resultado deve-se ao fato que tanto o método de dados empilhados quanto o método de efeitos fixos e aleatórios são vítimas de inconsistência e viés dado que o Modelo de Flannery trabalha com dados dinâmicos de painel.Essa deficiência também afeta a mensuração da velocidade de ajuste média dessas firmas que foram respectivamente 42% para os dados empilhados, 74% no estimador de efeitos fixos ,42%; 58%

no Sistema de GMM de um estágio e 110% no de dois estágios.No quadro 5 podemos verificar os resultados das regressões do painel das empresas da Ásia e Oceania.

**TABELA6 - Resultados das regressões do painel Ásia e Oceania**

Resultados empíricos – Análise em painel Dados não balanceados com 09 empresas da Ásia e Oceania, (2000-2011) As regressões são baseadas nos balancetes anuais das firmas com seus valores convertidos para dólares americanos. A variável dependente é o valor das dívidas de curto e longo prazo no instante  $t$  ( $D_{it}$ ) divididos pelo valor das dívidas totais no instante  $t$  somados ao valor do patrimônio líquido no instante  $t$  ( $E_{it}$ ). As variáveis independentes são as seguintes: Nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); Nível de dívida médio global do setor de petróleo e gás ( $IndMed_{(t-1)}$ ); Lucratividade ( $Lucrat$ ); Market Book Ratio ( $MBR$ ); Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ ); Logaritmo natural dos ativos totais ( $lnTA$ ); Ativos fixos divididos pelos ativos totais ( $TANG$ ); Gastos com pesquisa e desenvolvimento divididos pelos ativos totais ( $R\_D_{TA}$ ); Variável *dummy* das empresas que publicaram gastos com pesquisa e desenvolvimento em seus balancetes ( $R\_D$ ); variável *dummy* das empresas que possuem rating de risco divulgado pela *Standard & Poor's ou Moody's (rating)*. Os valores são os coeficientes das regressões e os números entre parênteses são os t-valores. A velocidade de ajuste é o coeficiente  $(1 - \lambda)$  da regressão. Os símbolos “ $\Psi$ ”, “\*”, “\*\*”, “\*\*\*”, “\*\*\*\*” significam respectivamente significância a 10%, 5%, 1% e a 0,1%.

Métodos	OLS (pooling)	Efeitos Fixos (intra-grupos)	Efeitos Aleatórios (um componente de erro- Swamy and Arora)	Sistema de GMM (um estágio)	Sistema de GMM (dois estágios)
Intercepto	0,333 (0,146)		0,333 (0,146)		
NDE(t-1)	0,588 (0,000)***	0,258 (0,015)*	0,588 (0,000)***	0,426 (0,009)**	-0,104 (0,961)
IndMed(t-1)	-0,064 (0,681)	-0,141 (0,386)	-0,064 (0,681)	-0,040 (0,792)	-0,792 (0,642)
Lucrat	-0,281 (0,020)*	-0,280 (0,089) $\Psi$ (	-0,281 (0,020)*	-0,194 (0,116)	-0,807 (0,493)
Market Book Ratio	0,003 (0,459)	0,002 (0,590)	0,003 (0,459)	0,000 (0,813)	0,001 (0,970)
DEP_TA	0,033 (0,685)	0,329 (0,008)**	0,033 (0,685)	0,046 (0,603)	-0,218 (0,667)
lnTA	-0,005 (0,597)	-0,022 (0,220)	-0,005 (0,597)	0,010 (0,005)**	0,042 (0,018)*
TANG	-0,008 (0,902)	0,022 (0,847)	-0,008 (0,902)	0,153 (0,099) $\Psi$	0,104 (0,911)
R.D_TA	0,791 (0,688)	2,591 (0,178)	0,791 (0,688)		
R.D	0,034 (0,306)		0,034 (0,306)		
Rating	-0,044 (0,064) $\Psi$		-0,044 (0,064) $\Psi$	-0,002 (0,953)	0,055 (0,158) (
R <sup>2</sup>	0,59	0,30	0,59		
R <sup>2</sup> ajustado	0,52	0,24	0,52		
Sargan				1	1
AR(1)				0,097	0,440
AR(2)				0,136	0,440
Velocidade de ajuste ( $1 - \lambda$ )	42%	74%	42%	58%	110%

## 8.6 Resultados do Painel Estados Unidos e Canadá

Assim como nos painéis de outras regiões, o método de Sistemas de GMM de um estágio mostrou-se o mais adequado devido à sua adequação aos dados de painéis dinâmicos e não, pela quantidade de variáveis significantes no estudo do painel das empresas de petróleo e gás baseadas nos Estados Unidos e Canadá. A variável nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ) apenas não foi considerada significativa no Método de Sistemas de GMM de dois estágios, assim como nenhuma outra variável. No GMM de um estágio além de  $NDE_{(t-1)}$  apenas a lucratividade ( $Lucrat$ ) foi significativa. No método de dados empilhados, o nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); o nível de endividamento médio global do setor de petróleo ( $IndMed_{(t-1)}$ ) e a Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ ) foram detectadas como significantes enquanto que no método de efeitos fixos além dessas variáveis acrescentam-se como significantes o tamanho da empresa ( $lnTA$ ) e o Market Book Ratio ( $MBR$ ) para a escolha da meta de dívida das empresa. Esse resultado deve-se ao fato que tanto o método de dados empilhados quanto o método de efeitos fixos e aleatórios são vítimas de inconsistência e viés dado que o Modelo de Flannery trabalha com dados dinâmicos de painel. Essa deficiência também afeta a mensuração da velocidade de ajuste média dessas firmas que foram respectivamente 17% para os dados empilhados, 48%; 57% no Sistema de GMM de um estágio e 67% no Sistema de GMM de dois estágios. No quadro 6 podemos verificar os resultados das regressões do painel mundo balanceado

**TABELA7 - Resultados das regressões painel Estados Unidos e Canadá**

Resultados empíricos – Análise em painel Dados não balanceados com 19 empresas Estados Unidos e Canadá, (1999-2011) As regressões são baseadas nos balancetes anuais das firmas com seus valores convertidos para dólares americanos. A variável dependente é o valor das dívidas de curto e longo prazo no instante  $t$  ( $D_{it}$ ) divididos pelo valor das dívidas totais no instante  $t$  somados ao valor do patrimônio líquido no instante  $t$  ( $E_{it}$ ). As variáveis independentes são as seguintes: Nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ ); Nível de dívida médio global do setor de petróleo e gás ( $IndMed_{(t-1)}$ ); Lucratividade ( $Lucrat$ ); Market Book Ratio ( $MBR$ ); Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ ); Logaritmo natural dos ativos totais ( $lnTA$ ); Ativos fixos divididos pelos ativos totais ( $TANG$ ); Gastos com pesquisa e desenvolvimento divididos pelos ativos totais ( $R\_D\_TA$ ); Variável dummy das empresas que publicaram gastos com pesquisa e desenvolvimento em seus balancetes ( $R\_D$ ); variável dummy das empresas que possuem rating de risco divulgado pela Standard & Poor's ou Moody's ( $rating$ ). Os valores são os coeficientes das regressões e os números entre parênteses são os t-valores. A velocidade de ajuste é o coeficiente  $(1 - \lambda)$  da regressão. Os símbolos “ $\Psi$ ”, “\*”, “\*\*\*”, “\*\*\*\*” significam respectivamente significância a 10%, 5%, 1% e a 0,1.

Métodos	OLS (pooling)	Efeitos Fixos (intra-grupos)	Sistema de GMM (um estágio)	Sistema de GMM (dois estágios)
Intercepto	0,246 (0,098) $\Psi$			
NDE(t-1)	0,834 (0,000)***	0,516 (0,058)***	0,427 (0,000)***	0,339 (0,479)
IndMed(t-1)	-0,195 (0,077) $\Psi$	-0,166 (0,169)	0,063 (0,567)	0,151 (0,645)
Lucrat	-0,332 (0,000)***	-0,391 (0,000)***	-0,326 (0,000)***	-0,226 (0,123)
Market Book Ratio	-0,003 (0,348)	-0,007 (0,076) $\Psi$	-0,002 (0,662)	-0,004 (0,655)
DEP_TA	-0,034 (0,056) $\Psi$	-0,369 (0,064) $\Psi$	-0,338 (0,214)	-0,929 (0,379)
lnTA	0,001 (0,826)	-0,194 (0,085) $\Psi$	0,012 (0,144)	0,006 (0,687)
TANG	-0,009 (0,882)	0,086 (0,439)	0,153 (0,167)	0,307 (0,323)
R.D_TA	-0,144 (0,399)	2,591 (0,178)	0,389 (0,251)	1,351 (0,510)
R.D	0,034 (0,306)	0,000 (0,994)	0,003 (0,951)	0,037 (0,824)
Rating	-0,056 (0,244)		-0,001 (0,990)	-0,022 (0,862)
R <sup>2</sup>	0,78	0,43		
R <sup>2</sup> ajustado	0,74	0,37		
Sargan			0,999	1
AR(1)			0,000	0,079
AR(2)			0,132	0,451
Velocidade de ajuste ( $1 - \lambda$ ):	<b>17%</b>	<b>48%</b>	<b>57%</b>	<b>66%</b>

## 9. Conclusões

O objetivo desse trabalho foi verificar como se comporta a estrutura de capital das empresas de petróleo e verificar o seu comportamento de ajuste ao redor do mundo em direção à um nível ótimo de alavancagem

A diferença nas velocidades de ajuste entre as empresas de petróleo e gás entre as regiões ao redor do mundo mostra que, embora a maioria delas sejam firmas com operações globais, elas são vítimas dos custos diferenciados de transação de suas respectivas bases de operações. Os resultados mostram que as empresas americanas e canadenses juntamente com as asiáticas ajustam suas estruturas de capital com velocidades quase que idênticas e bem mais rápido que as suas subsidiárias presentes na Bolsa de Nova York. Provavelmente os custos de transação e ajustes de suas estruturas de capital são mais elevados em regiões que possuem mercados de capitais mais sólidos e onde políticas de governança são mais rigorosas do que em seus países de origem. O fato das empresas americanas e canadenses isoladamente se ajustarem mais rápido do que as mesmas empresas junto com a amostra da Bolsa de Nova York se deve ao fato de que essas empresas procurarem uma estrutura de capital global procurando diluir seus riscos em operações ao redor do globo. Além do que em seus países de origem essas empresas possuem muita credibilidade sendo em alguns casos o sustentáculo da economia de muitas nações o que acarretaria numa maior facilidade de captação de recursos tanto de investidores, através da emissão de títulos ou ações quanto investimento direto de governos.

Oztekín e Flannery (2012) salienta que, em países com instituições fracas, ou seja, com acesso restrito aos mercados de capitais, acentuada assimetria de informação, altos custos de falência e flexibilidade financeira limitada; a decisão de utilizar dívida ou patrimônio líquido é mais difícil e as velocidades de ajustamento serão baixas e que empresas operando em países com instituições legais fortes, contato direto com os mercados de capitais sem o uso de intermediários e sistemas financeiros com melhor funcionamento ajustam-se em direção à alavancagem meta cerca de 50% mais rápido. O estudo dos autores foi elaborado considerando a velocidade de ajuste de várias firmas de setores distintos, ao se isolar apenas o setor de petróleo e gás percebe-se que a diferença das velocidades entre regiões ultrapassou 114% (27% para as empresas da Bolsa de Nova York e 58% para empresas na Ásia e Oceania). Lembrando que a amostra europeia não foi considerada em virtude da sua velocidade de ajuste (92%) não ter sido

significante. Em outros estudos a variável fluxo de caixa que não foi utilizada nesse trabalho, também é considerada relevante na velocidade de ajuste pois segundo Faulkender e Flannery (2012) firmas com grandes valores absolutos de fluxo de caixa, como é o caso das empresas de petróleo, são mais propensas a efetuarem ajustes de alavancagem o que junto com os fatores institucionais explicaria a diferença acentuada entre as velocidades das empresas americanas e canadenses e suas subsidiárias na Bolsa de Nova York.

Apesar dos painéis de dados dessa pesquisa serem pequenos se comparados aos estudos efetuadas em outras partes do mundo, como os de Elsas (2010) acredita-se que esta pesquisa ajuda a esclarecer como as empresas ajustam suas estruturas de capital e velocidade em que isso ocorre em uma indústria tão cheio de incertezas, como petróleo e gás. Sugere-se em estudos futuros a investigação mais detalhada de como o tamanho influencia a estrutura de capital e como a variável fluxo de caixa e as variáveis institucionais por país afetam em detalhes velocidade de ajuste dessas empresas..

**TABELA8-. Comparação das velocidades de ajuste de acordo com a região e os diferentes métodos de estimação disponíveis**

Resultados do Modelo de Regressão de Ajuste Parcial proposto por Flannery e Ragan (2006):

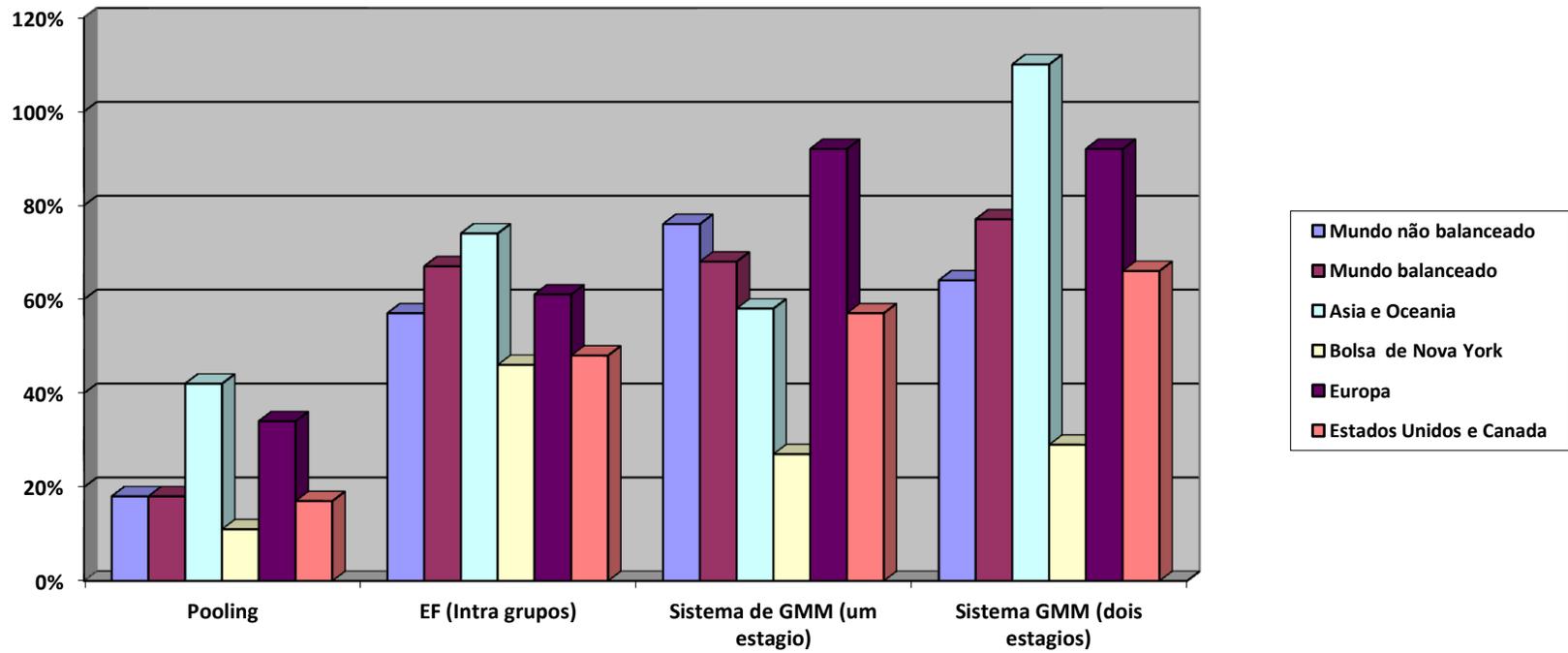
$$NDE_{i,t}^* = (\lambda\beta)X_{i,t} + NDE_{i,t-1}(1 - \lambda) + c_i + \varepsilon_{i,t}$$

Onde  $(1 - \lambda)$  é o coeficiente da velocidade de ajuste do nível de dívida da empresa defasado  $NDE_{i,t-1}$ ;  $c_i$  é o efeito fixo da firma ( quando considerado) e  $\varepsilon_{i,t}$  é o termo de erro.As estatísticas t são representadas entre parênteses.Os símbolos “ $\Psi$ ”, “\*”, “\*\*”, “\*\*\*”, “\*\*\*\*” significam respectivamente significância a 10%,5%,1% e a 0,1%.Os métodos de efeitos aleatórios aceitos pelo modelo só estavam disponíveis no pacote plm do software R.15.2 para painéis balanceados.

Métodos	OLS (pooling)	Efeitos Fixos (intra-grupos)	Efeitos Aleatórios (um componente de erro-Nerlove)	Efeitos Aleatórios (um componente de erro- Amemiya)	Efeitos Aleatórios (dois componentes de erro- Walhus)	Sistema de GMM (um estágio)	Sistema de GMM (dois estágios)
NDE <sub>t-1</sub> (Nível de dívida defasado da empresa)							
NDE <sub>t-1</sub> (ASIA E OCEANIA)	0,588 (0,000)***	0,258 (0,015)*				<b>0,426 (0,009)**</b>	-0,104 (0,961)
NDE <sub>t-1</sub> (BOLSA DE NOVA YORK)	0,889 (0,000)***	0,540 (0,000)***				<b>0,728 (0,000)***</b>	0,713 (0,046)*
NDE <sub>t-1</sub> (EUA E CANADÁ)	0,834 (0,000)***	0,516 (0,058)***				<b>0,427 (0,000)***</b>	0,339 (0,479)
NDE <sub>t-1</sub> (EUROPA)	0,663 (0,000)***	0,392 (0,000)***				<b>0,083 (0,620)</b>	0,085 (0,829)
NDE <sub>t-1</sub> (MUNDO)	0,820 (0,000)***	0,432 (0,000)***				<b>0,248 (0,014)*</b>	0,369 (0,008)**
NDE <sub>t-1</sub> (MUNDO BALANCEADO)	0,816 (0,000)***	0,331 (0,000)***	0,466 (0,000)***	0,501 (0,000)***	0,847 (0,000)***	<b>0,324 (0,020)*</b>	0,233 (0,169)
Asia e Oceania	42%	74%				<b>58%</b>	110%
Bolsa de Nova York	11%	46%				<b>27%</b>	29%
Estados Unidos e Canadá	17%	48%				<b>57%</b>	66%
Europa	34%	61%				<b>92%</b>	92%
Mundo	18%	57%				<b>75%</b>	64%
Mundo (painel balanceado)	18%	67%	53%	50%	15%	<b>68%</b>	77%

### TABELA9-Gráfico comparativo

Gráfico comparativo das velocidades de ajuste das estruturas de capital das empresas de óleo e gás de acordo com os métodos de estimação disponíveis por regiões geográficas e empresas listadas na Bolsa de Nova York



**TABELA10- Matriz de correlação**

As variáveis independentes são as seguintes: Nível de dívida da empresa no período anterior ( $NDE_{(t-1)}$ );Nível de dívida médio global do setor de petróleo e gás ( $IndMed_{(t-1)}$ );Lucratividade ( $Lucrat$ );*Market Book Ratio* ( $MBR$ );Depreciação e amortização divididos pelos ativos totais ( $DEP\_TA$ );Logaritmo natural dos ativos totais ( $lnTA$ );Ativos fixos divididos pelos ativos totais ( $TANG$ );Gastos com pesquisa e desenvolvimento divididos pelos ativos totais ( $R.D_{TA}$ );Variável *dummy* das empresas que publicaram gastos com pesquisa e desenvolvimento em seus balancetes ( $R.D$ );variável *dummy* das empresas que possuem rating de risco divulgado pela *Standard & Poor's ou Moody's* (*rating*).Foi acrescentada uma variável *dummy* das empresas que possuem o *Market Book Ratio* disponível para pesquisa ou não( $NBRdum$ ), pois essa medida contábil é mais usada em empresas americanas

Variáveis	Lucrat	MBR	DEP_TA	lnTA	TANG	R.D_TA	IndMed	Preco	CrescPIB	NDE	R.D	Rating	MBRdum
Lucrat	1,0000												
MBR	-0,0058	1,0000											
DEP_TA	-0,0549	0,0237	1,0000										
lnTA	0,0086	0,0520	0,0354	1,0000									
TANG	-0,1557	0,0319	0,1682	-0,2885	1,0000								
R.D_TA	-0,1240	0,0138	0,0213	0,1037	-0,1837	1,0000							
IndMed	-0,1719	-0,1060	0,0402	-0,0050	0,0645	0,0572	1,0000						
Preco	-0,0281	0,0689	0,0166	0,1728	-0,0033	-0,0872	-0,1988	1,0000					
CrescPIB	0,0280	0,0424	-0,0493	-0,0162	-0,1044	-0,0205	0,4315	0,0634	1,0000				
NDE	0,0421	-0,0375	0,0422	0,0997	0,0322	0,1052	0,0706	-0,0459	-0,0212	1,0000			
R.D	0,0508	-0,0891	-0,0296	-0,1796	0,1117	-0,6644	-0,0463	0,0858	0,0167	0,0033	1,0000		
Rating	-0,0009	-0,0171	-0,0563	0,3012	-0,1406	0,2881	0,0497	-0,0771	-0,0076	0,0097	-0,2385	1,0000	
MBRdum	0,1084	-0,5346	-0,0431	-0,3492	0,1017	-0,2669	0,0088	-0,0464	-0,0012	0,0248	0,3478	-0,3465	1,0000

## Referências

AHN, S.C AND P. SCHMIDT, 1995, “Efficient estimation of models of dynamic panel data”, *Journal of Econometrics*, 68 , pp 5-27

AMEMIYA, T. 1971, “The estimation of the variances in a variance-components model,” *International Economic Review* 12, pp 1-13.

ANDERSON, T.W.AND C. HSIAO, 1981 , “Estimation of dynamic models with error components”, *Journal of the American Statistical Association* 76, pp 598-606.

ANDRADE , GREGOR, AND STEVEN KAPLAN. 1998. “How Costly Is Financial (Not Economic) Distress? Evidence from Highly Leveraged Transactions That Became Distressed.” *Journal of Finance*. 53, pp. 1443-1494.

ARELLANO, M., BOND, S. 1991, “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”. *Review of Economic Studies*, 58(2), pp 277-297.

BAKER,M. AND WURGLER,J. 2002, “Market Timing and Capital Structure”. *The Journal of Finance*, 57:pp 1–32.

BALTAGI,B.H., 1993,”Useful matrix transformations for panel data analysis: A survey”, *Statistical Papers* 34, pp 281-301

BALTAGI, B. H AND D.LEVIN, 1986, “Estimating dynamic demand for cigarettes using panel data: The effects of bootlegging, taxation, and advertising reconsidered”, *Review of Economics and Statistics*, 68, pp 148-155

BARCLAY, M., MORELLEC, E. SMITH Jr. C, 2006 “ On the debt capacity of growth options”. *Journal of Business*, 79 (1), pp 37-60

BRADLEY,M. G. JARREL, AND E.H. KIM, “On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence,” *Journal of Finance* 39, pp. 857-878

BRIS,A.,WELCH,I. AND ZHU,N. 2006. “The costs of bankruptcy: Chapter 7 liquidations vs. Chapter 11 reorganizations”. *Journal of Finance*, 61, PP 1253-1303.

BURKOWSKI, E., e PEROBELLI, F.C. *Estudo sobre a Estrutura de Capital em Decisões de Financiamento de Longo Prazo em Pequenas Empresas*. Tese de M.Sc. Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada. UFJF, Juiz de Fora, MG, Brasil 2008.

BYUON, S., 2008 “How and when Do Firms Adjust Their Capital Structures Towards targets?”, *The Journal of Finance* 63, pp 3069-3095

CANELAS, A. L. S. *Investimentos em Exploração e Produção após a abertura da indústria petrolífera no Brasil : impactos econômicos*. Monografia de bacharelado. Instituto de Economia. UFRJ, Rio de Janeiro, RJ, Brasil 2004

CANUTO, O. 1998. et al. *A Nova Economia Internacional: Uma Perspectiva Brasileira*. Rio de Janeiro: Ed. Campus. Rio de Janeiro

CHANG X. and DASGUPTA S. 2009, “Target Behavior and Financing: How Conclusive is the Evidence,” *The Journal of Finance*, 64 (4), pp 1767–1796.

CLO, A. 2000, *Oil Economics and Policy*. Massachusetts: Kluwer Academic Publishers.

DAMODARAN A. 2004 *Finanças Corporativas – teoria e prática.*, Ed. Bookman. São Paulo

DAMODARAN A. <http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/> acesso entre 13 de Dez 2012, 14:21:30

DAVIDSON, R. AND J.G MACKINNON, 1993, “Estimation and Inference in Econometrics” Oxford University Press, New York

ELSAS, R. AND FLORYSIK, D., 2008 *Empirical Capital Structure Research: New Ideas, Recent Evidence, and Methodological Issues*. Munich School of Management Discussion Paper N10.

ELSAS, R., AND FLORYSIK, D., 2010, *Dynamic Capital Structure Adjustment and the Impact of Fractional Dependent Variables*, Working Paper, 29, University of Munich.

FAMA, E.F., MACBETH, J.D. 1973: “Risk, return, and equilibrium: Empirical test”s. *Journal of Political Economy*, 81(3), pp 607-636.

FAMA, E. AND KENNETH R. FRENCH F., 1998. "Taxes, Financing Decisions, and Firm Value" *Journal of Finance, American Finance Association*, vol. 53(3), pp 819-843, 06

FAMA, E. F. AND KENNETH R. FRENCH F., 2002, "Testing Trade-Off and Pecking Order Theories of Capital Structure", *Review of Financial Studies* 15, pp 1-33.

FAULKENDER, M, FLANNERY, M. J HAWKINS, K. W. AND SMITH, J. M., 2012, "Cash Flows and Leverage Adjustments" *Journal of Financial Economics (JFE)*, Fourthcoming;; AFA, New Orleans Meeting paper. Volume 103, issue 3 pp 632-646

FIANI, R. 2002, Teoria dos Custos de Transação. In: KUPFER, D., HASENCLEVER, L. (org.) *Economia Industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil*. Ed. Campus. Rio de Janeiro

FISHER, E. O., R., HEINKEL AND J. ZECHNER , 1989, "Dynamic Capital Structure Choice: Theory and Tests", *Journal of Finance* 44, pp 19-40.

FLANNERY, M. J. KASTURI AND P. RAGAN, 2006, "Partial adjustment toward target capital structures" , *Journal of Financial Economics* 79, pp 469–506.

FRANK, M.Z., GOYAL, V.K. 2007 *Capital structure decisions: Which factors are reliably important?* Working paper, University of Minnesota and Hong Kong University of Science and Technology.

FRANK, M.Z., GOYAL, V.K. 2008: Trade off and pecking order theories of debt. In: ECKBO, E: *Handbook of corporate finance: Empirical corporate finance. Volume 2, Handbooks in finance series, Chapter 12*, Elsevier

FULLER ,W.A. AND G.E.BATTESE, 1973, "Transformations for estimation of linear models with nested error structure", *Journal of the American Statistical Association* 68, pp 626-632

GETZMANN A., LANG S. AND K. SPREMANN ,2010 *Determinants of the target capital structure and adjustment speed – evidence from Asian capital markets* working paper St. Gallen, Swiss Institute of Banking and Finance, St.Gallen,

GRAHAM,J. R.,HARVEY, C. R., 2001, "The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field" *Journal of Financial Economics*, 60(2-3), pp 187-243.

GRAHAM, J.R. 2003: "Taxes and corporate finance: A review". *Review of Financial Studies*, 16(4), pp 1075-1129.

GRAHAM, J. R., AND MARK T. LEARLY, 2011 "A Review of Capital Structure Research and Directions for the Future" *Annual Review of Financial Economics* 3, pp 309-345.

GRAYBILL, F.A., 1961 *An Introduction to Linear Statistical Models* (McGraw-Hill, New York).

HAAVELMO, T., 1944, "The probability approach in econometrics" , an supplement to *Econometrica* 12, pp 1-118

HENNESSY , CHRISTOPHER A., and TONI M. WHITED, 2005, "Debt dynamics", *Journal of Finance* 60, pp 1129–1165.

HIGGINS,D,M, 2001, "Capital Ownership, Capital Structure, and Capital Markets: Financial Constraints and the Decline of the Lancashire Cotton Textile Industry, 1880-1965", *Journal of Industrial History* 4, pp. 48-64.

HOLTZ-EAKIN,D.1988, "Testing for individual effects in autoregressive models", *Journal of Econometrics* 39, pp 297-307

HOVAKIMIAN, A.,T.OPLER AND S.TITMAN, 2001, "The Debt-Equity Choice", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36, pp 1-24.

HUANG, R., AND J. R. RITTER , 2009, "Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44, 237–71.

ILIEV, P, 2010"The Effect of SOX Section 404: Costs, Earnings Quality, and Stock Prices," *The Journal of Finance*, 65, pp 1163–1196.

ISLAM, N., 1995, "Growth empirics: A panel data approach", *Quarterly Journal of Economics* 110, pp 1127-1170

JENSEN, M. C. AND MECKLING W. H, 1976, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics* 3,pp 305-360.

JENSEN, M., 1986 "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers", *American Economic Review*, Vol. 76, 1986, pp. 323–329.

JUNG K,KIM, Y AND STULZ. R 1996, ‘Timing, investment opportunities, managerial discretion, and the security issue decision’, *Journal of Financial Economics*, Vol. 42, pp. 159–185.

JUNIOR,H. Q. P,2007 *Economia da Energia Fundamentos Econômicos e organização Industrial*, Ed.Campus.Rio de Janeiro

KAYHAN, A., AND S. TITMAN, 2007, “Firms’ Histories and their Capital Structures”, *Journal of Financial Economics*, 83, pp 1–32.

KESTER, C.W., 1986, “Capital and ownership structure: A comparison of United States and Japanese manufacturing corporations”, *Financial Management* 15,pp 97-113..

KISGEN, D.J. 2006: “Credit ratings and capital structure”. *Journal of Finance*, 61(3), pp 1035-1073.

LANCASTER,T.,2000, “The incidental parameter problem since 1948”, *Journal of Econometrics* 95, pp 391-413.

LEARY, M. T., ROBERTS, M., 2005: “Do firms rebalance their capital structures?” *Journal of Finance*, 60(6), pp 2575 - 2619.

LEMMON, M. L., M. R. ROBERTS, AND J. F. ZENDER, 2008, “Back to the Beginning: Persistence and the Cross-Section of Corporate Capital Structure”, *Journal of Finance*, 63, pp 1575–608.

LEWELLEN, W.,EMERY, D., AND MAUER, D. (1988). “Tax Timing Options, Leverage, and The Choice of Corporate Form”. *Journal of Financial Research*

LOUDERMILK, M. S., 2007, “Estimation of Fractional Dependent Variables in Dynamic Panel Data Models with an Application to Firm Dividend Policy”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, pp 462–72.

MACKAY, P., PHILIPS, G., 2005. “How does industry affect firm financial structure”. *Review of Financial Studies* 18, pp 1433–1466.

MODIGLIANI,F.,MILLER,M.H.,1958. “The cost of capital, corporation finance and the theory of investment”. *American Economic Review* 68, pp 261–297

MYERS, S.C. ,1984. “The capital structure puzzle”. *Journal of Finance*, 39(3), pp575-592.

NAPOLEONI, C 1980. *O valor da ciência econômica*.Ed. Presença Lisboa, Presença

NERLOVE, M. 1971. “A note on error components models”, *Econometrica* 39, 383-396

NERLOVE,M. AND P. BALESTRA 1996, Formulation and estimation of econometric models for panel data, chapter 1 in L. Mátyas and P. Sevestre , eds, *The Econometric of Panel Data: A Handbook of the theory and Applications* (Kluwer Academic Publishers, Dordrecht) , pp 3-22.

NEWBY, W.K. AND R.J SMITH, 2004, “Higher order properties of GMM and generalized empirical likelihood estimators”, *Econometrica* 72, pp 214-253

OPLER, TIM C. AND SHERIDAN TITMAN, 1994, “Financial Distress and Corporate Performance”, *Journal of Finance* 49, pp 1015-1040.

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*. Jan/Mar, pp. 175 – 199.

OZTEKIN, O., FLANNERY M. J, 2012 “Institutional determinants of capital structure adjustment speeds”, *Journal of Financial Economics* 103, pp 88-112.

PETERSEN, M.A. 2007: *Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches*. Working paper, Northwestern University and NBER

SEARLE, S.R, 1971, *Linear Models* ( John Wiley, New York).

SHYAM-SUNDER, L. e MYERS, S.1999, “Testing Static Tradeoff Against Pecking Order Models of Capital Structure”. *Journal of Financial Economics*, v.51, n.2,pp.219-244.

STREBULAIEV, I. A.2007 “Do tests of capital structure theory mean what they say?” *The Journal of Finance, Chicago*, v. 62, n. 4, pp. 1747-1787.

STULZ, R. 1990, 'Managerial discretion and optimal financing policies', *Journal of Financial Economics*, Vol. 26, pp. 3–27.

SUITS, D., 1984, "Dummy variables: Mechanics vs. interpretation", *Review of Economics and Statistics* 66, pp 177-180.

TAGGART JR., R.A., 1985. Secular patterns in the financing of U.S. corporations, in B.F.FRIEDMAN *Corporate capital structures in the United States*, University of Chicago Press.

TIETENBERG, T,1996. *Environmental and Natural Resources Economics*. New York: Harper Collins College Publishers

TITMAN,S.,WESSELS,R,1988."The determinants of capital structure choice." *Journal of Finance*, 43(1), pp 1-12.

VARIAN, H, 2000. *Microeconomia: Princípios Básicos*. Rio de Janeiro: Ed. Campus

WANSBEEK, T.J. AND A. KAPTEYN, 1982, "A simple way to obtain the spectral decomposition of variance components models for balanced panel data", *Communications in Statistics* A11, pp 2105-2112.

WANSBEEK, T.J AND A. KAPTEYN, 1989," Estimation of the error components model with incomplete panels", *Journal of Econometrics* 41, pp 341-361

WALLACE, T.D AND A. HUSSAIN 1969 "The use of error components models in combining cross-section and time-series data", *Econometrica* 37, 55-72

WELCH, I. 2004, "Capital Structure and Stock Returns", *Journal of Political Economy*, 112, pp 106–31.

WELCH, I. 2007: *Common flaws in empirical capital structure research*. Working paper, Brown University

WELCH,I. 2010 :*Reconciling Estimates of the Speed of Adjustment of Leverage Ratios*, Technical Report, Brown University

WHITE, H., 1980, "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica* 48,pp 817-838.

WINDMEIJER, F.2005, "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators", *Journal of Econometrics* 126, 25-51

WOOLDRIDGE, J., M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2001

ZILIAK, J.P., 1997, "Efficient estimation with panel data when instruments are predetermined: An empirical comparison of moment-condition estimators", *Journal of the Statistical Association* 57, pp348-368

## ANEXO 1-A irrelevância da estrutura de capital

Considerando que o valor total da firma  $V_t$  deve ser independente das proporções de dívida e capital próprio da estrutura de capital:

$$V_t = V_D + V_E \quad (1)$$

Onde  $V_t$  consiste no valor total da empresa.

$V_D$  = valor de mercado da dívida;

$V_E$  = valor de mercado do patrimônio líquido;

Define-se um conjunto de possíveis estados futuros da natureza finitos e exaustivos. Ao considerar que um estado de natureza ocorre, todos os eventos relevantes futuros são conhecidos com certeza, porém não é possível saber qual estado irá ocorrer. O retorno de um investidor dependerá de qual estado de natureza irá ocorrer na verdade. Um investidor, portanto, terá uma série de retornos em função de um conjunto de estados possíveis. Um título irá gerar um determinado rendimento, se o estado ocorrer e, zero caso contrário. Esse título é denominado título primitivo.

O conjunto de preços desse título primitivo é chamado de estado de preços e consiste nas variações temporais de um dólar (por exemplo) dado que os estados ocorram. Uma carteira de títulos será assim composta de vários títulos primitivos, um ou mais, para cada estado em que a ação gera dividendos. Nos estados onde a ação paga mais do que um dólar, digamos 10 dólares, a carteira deve conter 10 títulos primitivos. Nos estados onde a ação não gera dividendos, como nos estados de falência ou retenção de lucros, a carteira de títulos é um estado não incluído nos títulos primitivos. O valor obtido pelo investidor em um pacote de títulos em particular é derivado do incremento marginal e de suas condições dado determinado estado de natureza. O valor atual durante qualquer evento ou contingência futura é dependente da probabilidade de ocorrência de determinado estado. O valor atual de qualquer resgate de ações futuro também dependerá da probabilidade de ocorrência de determinado estado e as preferências do investidor para um aumento de riqueza em determinado estado são mensuradas com base na utilidade assim

como, as preferências dos agentes ao longo do tempo são representadas pela taxa de retorno livre de risco.

Assumem-se três hipóteses no modelo de preferências multi-período:

Hipótese 1: estratégias de investimento da empresa são conhecidas, embora as decisões de investimento específicas não sejam conhecidas, as regras que regem essas decisões são conhecidos. Estas regras são consistentes com a maximização da riqueza do detentor dos títulos. Em outras palavras, assume-se que as decisões de investimento e financiamento não são conectadas

Hipótese 2: mercados de capitais perfeitos, sem custos de transação, assimetria informacional ou custos de falência.

Hipótese 3: Não existem impostos em qualquer nível corporativo ou pessoal. Uma empresa não alavancada no instante  $t$  tem seu valor total de mercado  $V_t$  expresso de acordo com a equação (4.2). De acordo com Lewellen e Mauer (1988), valores totais alavancados e não alavancados da empresa coincidem e a irrelevância da proposição de MM pode ser justificada pelas seguintes equações.

$$V_t = \int V(\Theta)_{t+1} dP(\Theta)_{t+1} \quad (2)$$

Onde

$V(\Theta)_{t+1}$  é o valor total da empresa do estado  $\Theta$  no momento  $t + 1$  ;

$\Theta =$  Estado *ide* natureza das condições econômicas no momento  $t$ , sendo  $i = 1, \dots, n$ ;

$B(\Theta)_{t+1} =$  Valor de mercado do débito do estado de natureza no momento  $t + 1$ ;

$E(\Theta)_{t+1} =$  Valor de mercado das ações do estado de natureza no momento  $t + 1$ ;

$P(\Theta)_{t+1} =$  Distribuição correspondente dos preços;

$R_{t+1} =$  Pagamento de juros prometido aos detentores de títulos no instante

$t + 1$ . Independente de estados de natureza.

O valor de mercado de uma firma alavancada no instante  $t$  é representado pelo valor do valor do débito e do capital próprio.

$$V_t = E(\Theta)_t + B(\Theta)_t \quad (3)$$

Como o valor total da empresa será dividido entre os detentores de ações e títulos dependerá da existência ou não de risco de falência devido às obrigações de dívida. Existirá risco de falência quando:

$$R_{t+1} \geq E(\Theta)_{t+1} \quad (4)$$

ou quando:

$$R_{t+1} + B(\Theta)_t \geq V(\Theta)_{t+1} \quad (5)$$

No momento do vencimento (ou maturidade) dos títulos os seus portadores efetuam o resgate:

$$V(\Theta)_{B,t+1} = \min[ R_{t+1} + B(\Theta)_t, V(\Theta)_{t+1} ] \quad (6)$$

No momento do vencimento (ou maturidade) das ações os seus portadores efetuam o resgate:

$$V(\Theta)_{B,t+1} = \max[ V(\Theta)_{t+1} - (R_{t+1} + B(\Theta)_{t+1}), 0 ] \quad (7)$$

O valor dos detentores de ações é equivalente a uma opção de compra (call) ou do  $E(\Theta)_{t+1}$  com preço de exercício  $R_{t+1}$  ou  $V(\Theta)_{t+1}$  com preço de exercício  $R_{t+1} + B(\Theta)_{t+1}$ . Em uma avaliação neutra de risco, todos os fluxos de caixa são certos, dado que os estados específicos de natureza ocorram. Os valores do patrimônio líquido e do montante de débito no instante  $t$  nas firmas alavancadas podem então ser escritas da seguinte forma:

Patrimônio líquido:

$$E(\Theta)_t = \int V_E(\Theta)_{t+1} dP(\Theta)_{t+1} \quad (8)$$

Débito:

$$B(\Theta)_t = \int V_D(\Theta)_{t+1} dP(\Theta)_{t+1} \quad (9)$$

Dada a linearidade dos operadores, pode-se adicionar os valores dos títulos e das ações. Devido à natureza dos pagamentos dos débitos e dos investimentos em capital próprio, o valor total da empresa pode ser representado por:

$$\max[ V(\Theta)_{t+1} - (R_{t+1} + B(\Theta)_{t+1}), 0 ] + \min[ R_{t+1} + B(\Theta)_t, V(\Theta)_{t+1} ] \quad (10)$$

Situação 1:

$$V(\Theta)_{B,t+1} > (R_{t+1} + B(\Theta)_{t+1}) \quad (11)$$

$$\begin{aligned} & \max[ V(\Theta)_{t+1} - (R_{t+1} + B(\Theta)_{t+1}), 0 ] + \min[ R_{t+1} + B(\Theta)_t, V(\Theta)_{t+1} ] \\ & = V(\Theta)_{t+1} \end{aligned} \quad (12)$$

Situação 2:

$$V(\Theta)_{B,t+1} \leq (R_{t+1} + B(\Theta)_{t+1}) \quad (13)$$

$$\begin{aligned} & \max[ V(\Theta)_{t+1} - (R_{t+1} + B(\Theta)_{t+1}), 0 ] + \min[ R_{t+1} + B(\Theta)_t, V(\Theta)_{t+1} ] \\ & = V(\Theta)_{t+1} \end{aligned} \quad (14)$$

O valor da firma alavancada passa a ser:

$$E(\Theta)_t + B(\Theta)_t = \int V_E(\Theta)_{t+1} + V(\Theta)_{B,t+1} dP(\Theta)_{t+1} = V(\Theta)_{t+1} \quad (15)$$

Com as suposições acima, mostra-se que os valores das firmas alavancadas ou não alavancadas são iguais. A irrelevância original da proposição de Modigliani e Miller foram

baseadas na noção de risco sistemático. Como mostrado em Stiglitz (1969) e Kraus e Litzemberger (1973) a proposição de irrelevância é mantida em mais de um estado de natureza.

## ANEXO 2 - Modelos de Dados em painel

Um painel de dados difere de uma série temporal ou de uma regressão de dados transversais devido ao fato de ter um duplo subscrito em suas variáveis da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Sendo  $i$  representando residências, indivíduos, empresas ou países e  $t$  representando o instante ou tempo. O subscrito  $i$ , dessa forma, denota a dimensão dos dados de corte transversal e o  $t$  denota a dimensão da série temporal.  $\alpha$  é um escalar,  $\beta$  é uma matriz ( $K \times 1$ ) e  $X'_{it}$  é a  $i$ -ésima observação em  $K$  variáveis explicativas. A maioria das aplicações de dados em painel utiliza o modelo de componente de erros de uma fonte:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

Onde  $\mu_i$  representa os efeitos específicos individuais não observáveis e  $v_{it}$  os distúrbios restantes ou aleatórios. Por exemplo, em estudos sobre economia do trabalho ao se efetuarem regressões  $y_{it}$  pode medir os ganhos dos chefes de família, enquanto  $X_{it}$  pode conter um conjunto de variáveis como experiência, nível escolar, estado civil, sexo ou raça.  $\mu_i$  é invariante com o tempo e leva em conta qualquer característica específica do indivíduo não incluída na regressão como uma habilidade específica não observada por exemplo. O distúrbio aleatório  $v_{it}$  varia entre os indivíduos e ao longo do tempo e pode ser considerado como uma perturbação não detectada do modelo. Em modelos onde o comportamento de empresas é analisado ao longo do tempo  $\mu_i$  pode

ser interpretado as como perícias empresariais ou estilos de gerência dos gestores de cada uma das firmas. A forma vetorial de (7.1) pode ser escrita como:

$$y = \alpha l_{NT} + X\beta + u = Z\delta + u \quad (3)$$

Onde  $y$  é uma matriz ( $NT \times 1$ ),  $X$  é uma matriz ( $NT \times K$ ),  $Z = [l_{NT}, X]$ ,  $\delta' = (\alpha', \beta')$  e  $l_{NT}$  é um vetor de uns de dimensão  $NT$ . Dessa maneira, (2) pode ser escrito como:

$$u = Z_{\mu} \mu + v \quad (4)$$

Onde  $u' = (u_{11}, \dots, u_{1T}; u_{21}, \dots, u_{2T}, \dots, u_{N1}, \dots, u_{NT})$ .  $Z_{\mu} = I_N \otimes l_T$  onde  $I_N$  é uma matriz identidade de dimensão  $N$ ,  $l_{NT}$  é um vetor de uns de dimensão  $T$  e  $\otimes$  representa o produto de Kronecker.  $Z_{\mu}$  é uma matriz seletora de uns e zeros, ou a matriz das variáveis dummy individuais que podem ser incluídas na regressão a fim de estimarmos  $\mu_i$  se assumirmos fixos os parâmetros.  $\mu' = (\mu_1, \dots, \mu_N)$  e  $v' = (v_{11}, \dots, v_{1T}, \dots, v_{N1}, \dots, v_{NT})$ .  $Z_{\mu} Z'_{\mu} = I_N \otimes J_T$  onde  $J_T$  é uma matriz de uns de dimensão  $T$  e  $P = Z_{\mu} (Z'_{\mu} Z_{\mu})^{-1} Z'_{\mu}$ , a projeção da matriz em  $Z_{\mu}$  que reduz para  $I_N \otimes \bar{J}_T$  onde  $\bar{J}_T = J_T/T$ .  $P$  é a matriz com as médias das observações ao longo do tempo para cada indivíduo e,  $Q = I_{NT} - P$  é a matriz obtida à partir da média individual dos desvios. Por exemplo, efetuando a regressão de  $y$  com matriz das variáveis dummy  $Z_{\mu}$  obtêm-se os valores previstos  $P_y$  que possuem o elemento  $\bar{Y}_i = \sum_{t=1}^T y_{it}/T$   $T$  repetidas vezes para cada indivíduo. Os resíduos dessa regressão são representados por  $Q_y$  que possui o elemento  $(y_{it} - \bar{y}_i)$ .  $P$  e  $Q$  são (i) matrizes indepotentes simétricas ( $P' = P$  e  $P^2 = P$ ). Isso significa que o posto( $P$ ) =  $tr(P) = N$  e o posto( $Q$ ) =  $tr(Q) = N(T - 1)$ .

Wallace e Hussain (1969), Nerlove (1970) e Amemiya (1971), entre outros, consideraram o modelo em (1) mas com um modelo de componente de erros de duas fontes:

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (5)$$

Onde  $\mu_i$  representa o efeito individual não observado discutido no modelo de componentes de erros de uma fonte,  $\lambda_t$  representa o efeito temporal não observado e  $v_{it}$  o distúrbio aleatório

estocástico. Verifica-se que  $\lambda_t$  é individualmente invariante e leva em consideração quaisquer efeitos temporais específicos não levados em conta na regressão. Por exemplo ele poderia levar em conta o efeito da interrupção conjunta na fabricação de automóveis ou os efeitos do embargo à exportação de petróleo por determinado país e como isso afeta o preço do barril; o fato de um cirurgião reportar os malefícios do fumo, ou do governo instituir leis de restrição ao consumo do cigarro, todos os fatores que poderiam afetar de alguma forma comportamento de consumidores ou empresas ao longo do tempo. Na forma vetorial a equação (5) pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$u = Z_\mu \mu + Z_\lambda \lambda + v \quad (6)$$

Onde  $Z_\lambda = I_N \otimes I_T$  é a matriz de variáveis dummy que podem ser incluídas na regressão para estimar  $\lambda$  se elas forem parâmetros fixos, e  $\lambda' = (\lambda_1, \dots, \lambda_T)$ . Verifica-se que  $Z_\lambda Z_\lambda' = J_N \otimes I_T$  e a projeção em  $Z_\lambda$  é  $Z_\lambda (Z_\lambda Z_\lambda')^{-1} Z_\lambda' = \bar{J}_N \otimes I_T$ . Essa última matriz é a média dos dados de todos os indivíduos. Se efetuarmos a regressão de  $y$  em relação a  $Z_\lambda$ , os valores previstos serão representados por  $(\bar{J}_N \otimes I_T)y$  que possui o elemento  $\bar{y}_i = \sum_{t=1}^T y_{it}/N$ .

## 1 O Modelo de efeitos fixos

Neste caso assume-se que os  $\mu_i$  são parâmetros fixos a serem estimados e os distúrbios são considerados estocásticos e identicamente distribuídos  $IID(0, \sigma_v^2)$ . Os  $X_{it}$  são considerados independentes dos  $v_{it}$  para todo  $i$  e  $t$ . O Modelo de Efeitos Fixos é uma escolha apropriada quando o foco de estudo é um conjunto específico de  $N$  empresas, no caso de companhias petrolíferas, Rosneft, Royal Dutch Shell, Conoco Phillips e etc. e a inferência está restrita ao comportamento observado desse conjunto de firmas. O procedimento pode ser replicado com  $N$  países ou  $N$  estados brasileiros. A inferência nesse caso é condicional às  $N$  empresas, países, ou estados brasileiros observados. Substituindo as equações dos distúrbios fornecidas em (3) e (4) obtêm-se:

$$y = \alpha l_{NT} + X\beta + Z_\mu \mu + v = Z\delta + Z_\mu \mu + v \quad (7)$$

E então efetua-se a regressão de mínimos quadrados ordinários a fim de obter-se os estimados de  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\mu$ . Observa-se que  $Z$  é  $NT \times (K + 1)$  e  $Z_\mu$ , a matriz das dummies individuais, é  $NT \times N$ . Se  $N$  é grande, (7.7) serão incluídas muitas dummies individuais e a matriz a ser invertida na regressão de mínimos quadrados ordinários será grande e de dimensão  $(N + K)$ . De fato, como  $\alpha$  e  $\beta$  são os parâmetros de interesse, pode-se obter assim, o chamado estimador de mínimos quadrados de variáveis dummy (EMQVD) à partir de (7) através da multiplicação prévia do modelo por  $Q$  e resolução posterior da regressão por mínimos quadrados ordinários. tem-se o seguinte modelo:

$$Qy = QX\beta + Qv \quad (8)$$

Sendo  $QZ_\mu = QI_{NT} = 0$ , desde que  $PZ_\mu = Z_\mu$ . Em outras palavras, a matriz  $Q$  elimina os efeitos individuais. Essa é uma regressão de  $\tilde{y} = Qy$  com o elemento  $(y_{it} - \bar{y}_i)$  em  $\tilde{X} = QX$  com o elemento  $(X_{it,k} - \bar{X}_{i,k})$  para o  $k$ -ésimo regressor, sendo  $k = 1, 2, \dots, K$ . Esse procedimento envolve a inversão de uma matriz  $(K \times K)$  que é preferível à inversão da matriz  $(N + K) \times (N + K)$  existente em (7). O estimador de mínimos quadrados ordinários resultante é:

$$\tilde{\beta} = (X' QX)^{-1} X' Qy \quad (9)$$

Com  $var(\tilde{\beta}) = \sigma_v^2 (X' QX)^{-1} = \sigma_v^2 (\tilde{X}' \tilde{X})^{-1}$ .  $\tilde{\beta}$  poderia ser obtido à partir de (7) usando os resultados da matriz inversa particionada ou o Teorema de Frisch-Waugh-Lovell discutido em Davidson e MacKinnon (1993). O teorema aproveita o fato de que  $P$  é a matriz de projeção em  $Z_\mu$  e  $Q = I_{NT} - P$ . Assim, a regressão de mínimos quadrados generalizados em (8), usando a inversa generalizada também será  $\tilde{\beta}$ .

Nota-se que para uma regressão simples tem-se:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (10)$$

A média ao longo do tempo:

$$\bar{y}_i = \alpha + \beta \bar{x}_i + \mu_i + \bar{v}_i \quad (11)$$

Subtrai-se (9) de (8) :

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (v_{it} - \bar{v}_i) \quad (12)$$

Ao longo de todas as observações tem-se:

$$\bar{y} \dots = \alpha + \beta \bar{x} \dots + \bar{v} \dots \quad (13)$$

Onde é utilizada a restrição  $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$ . Esse artifício é utilizado nos coeficientes da variável dummy para evitar a chamada armadilha da variável dummy ou a perfeita multicolinearidade como citado em Suits (1984) e Gujarati (2009). De fato, somente  $\beta$  e  $(\alpha + \mu_i)$  são estimados através de (10), e não  $\alpha$  e  $\mu_i$  separadamente, a não ser que a restrição de que  $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$  seja imposta. Nesse caso,  $\tilde{\beta}$  é obtido à partir da regressão (12),  $\tilde{\alpha} = \bar{y} \dots - \tilde{\beta} \bar{x} \dots$  à partir de (13) e  $\tilde{\mu}_i = \bar{y}_i - \tilde{\beta} \bar{x}_i$  à partir de (11). Para grandes painéis de trabalhadores ou consumidores, onde  $N$  é muito grande regressões como as de (7) podem não ser possíveis, a não ser sejam incluídas  $(N - 1)$  variáveis dummies na regressão. A regressão de mínimos quadrados de efeitos fixos também é conhecida como regressão de mínimos quadrados de variáveis dummies sofre com a acentuada perda de graus de liberdade. Ao se estimar  $(N - 1)$  parâmetros extras na regressão o problema de multicolinearidade entre os regressores pode ser agravado. Além disso, o estimador de efeitos fixos não pode estimar os efeitos de qualquer variável invariante ao longo do tempo, como por exemplo sexo, raça, religião ou qualquer outra variável indicativa no modelo de regressão. Esses efeitos invariantes ao longo do tempo são eliminados durante a transformação  $Q$  como verificado em (12). Se (7) é o modelo verdadeiro então o estimador de mínimos quadrados de variáveis dummies é o melhor estimador linear sem viés assim como  $v_{it}$  é o distúrbio clássico como média zero e matriz de variância-covariância  $\sigma_v^2 I_{NT}$ . Se  $T \rightarrow \infty$  o estimador de efeitos fixos é consistente. Porém, se  $T$  é fixo e  $N \rightarrow \infty$  como os painéis curtos típicos de trabalho, então somente o estimador de  $\beta$  é consistente; os estimadores de efeitos fixos individuais  $(\alpha + \mu_i)$  não são consistentes desde que o número de parâmetros aumentem da maneira que  $N$  aumente. Esse é o problema dos parâmetros incidentais discutido por Neyman e Scott (1948) e

revisito por Lancaster (2000). Quando o modelo verdadeiro é o de efeitos fixos como em (7.7), o modelo de mínimos quadrados ordinários em (1) gera parâmetros viesados e inconsistentes. As variáveis viesadas são omitidas devido ao fato da regressão de mínimos quadrados ordinários eliminar as variáveis dummy quando na verdade elas são relevantes.

Ao se efetuar a regressão chamada intra-grupos (ou within) da maneira descrita em (12) o desvio padrão da regressão ( $s^2$ ) é obtido através da divisão da soma dos quadrados dos resíduos por  $NT - K$  de forma que o intercepto e as variáveis dummies não são incluídas. O desvio padrão da regressão de mínimos quadrados com variáveis dummy denominada  $s^{*2}$  obtida por (7.7) dividiria a mesma soma dos quadrados dos resíduos por  $N(T - 1) - K$ . Assim, ajustam-se as variâncias obtidas à partir da regressão intra grupos (11) através do produto da matriz de variância-covariância por  $(s^{*2}/s^2)$  ou multiplicando por  $[NT - K]/[N(T - 1) - K]$ .

Em relação a estimação robusta dos erros, para o estimador intra grupos, Arellano (1987) sugere o painel seja tratado como uma equação para cada indivíduo:

$$y_i = Z_i\delta + \mu_i l_T + v_i \quad (14)$$

Onde  $y_i$  é uma matriz  $T \times 1$ ,  $Z_i = [l_T, X_i]$ ,  $X_i$  é uma matriz  $T \times K$ ,  $\mu_i$  um escalar,  $\delta' = (\alpha, \beta')$ ,  $l_T$  é um vetor de uns com dimensão  $T$  e  $v_i$  uma matriz  $T \times 1$ . Em geral,  $E(v_i v_j') = \Omega_i$  para  $i = 1, 2, \dots, N$ , onde  $\Omega_i$  é uma matriz definida positiva e de dimensão  $T$ . Assume-se que  $E(v_i v_j') = 0$ , para  $i \neq j$ .  $T$  é assumido ser pequeno e  $N$  grande como por exemplo, em um painel de empresas e os resultados assintóticos são obtidos para  $N \rightarrow \infty$  e um valor de  $T$  fixo. Ao executar as transformações intra grupos no conjunto de equações de (13) obtem-se:

$$\tilde{y}_i = \tilde{X}_i\beta + \tilde{v}_i \quad (15)$$

Onde  $\tilde{y} = Qy$ ,  $\tilde{X} = QX$  e  $\tilde{v} = Qv$ , com  $\tilde{y} = (\tilde{y}'_1, \dots, \tilde{y}'_N)'$  e  $\tilde{y}_i = (I_T - \bar{J}_T)y_i$ . Computando os mínimos quadrados como descrito em White (1980) com a restrição de que cada equação

possui o mesmo  $\beta$  obtêm-se o estimador intra grupos de  $\beta$  que possui a seguinte distribuição assintótica:

$$N^{1/2} (\tilde{\beta} - \beta) \sim N(0, M^{-1}VM^{-1}) \quad (16)$$

Onde  $M = \text{plim}(\tilde{X}'\tilde{X}/N)$  e  $V = \text{plim} \sum_{i=1}^N (\tilde{X}'_i \Omega_i \tilde{X}_i)/N$ . Verifica-se que  $\tilde{X}_i = (I_T - \bar{J}_T)X_i$  e  $\tilde{X}'Q \text{diag} [\Omega_i] Q\tilde{X} = \tilde{X}' \text{diag} [\Omega_i] \tilde{X}$ . Nesse caso,  $V$  é estimado por  $\tilde{V} = \sum_{i=1}^N \tilde{X}'_i \tilde{u}_i \tilde{u}'_i \tilde{X}_i/N$ , onde  $\tilde{u}_i = \tilde{y}_i - \tilde{X}_i \tilde{\beta}$ . Dessa forma, a matriz de variância-covariância assintótica robusta de  $\beta$  é estimada por:

$$\text{var}(\tilde{\beta}) = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \tilde{X}'_i \tilde{u}_i \tilde{u}'_i \tilde{X}_i \right] (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \quad (17)$$

Ao se assumir que  $\mu_i$  e  $\lambda_t$  são parâmetros fixos e os distúrbios (ou erros) considerados estocásticos com  $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$  então, (5) representa um modelo de efeitos fixos com dois componentes de erros. Os  $X_{it}$  são independentes de  $v_{it}$  para todo  $i$  e  $t$ . A inferência nesse caso é condicionada aos  $N$  elementos específicos e sobre todo o período de tempo observado no painel. Assim como no modelo de apenas um componente de erro  $Z_\lambda$ , a matriz das variáveis dummy utilizadas na regressão é  $(NT \times T)$ . Se  $N$  ou  $T$  forem muito grandes, existirão tantas variáveis dummy na regressão, no caso,  $\{(N-1) + (T-1)\}$  variáveis que haverá perda de graus de liberdade. Em contrapartida, o problema de multicolinearidade entre os regressores será atenuado. Melhor do que inverter uma matriz de dimensões tão grandes -  $(N+T+K-1)$  no caso - pode-se obter os efeitos fixos estimados de  $\beta$  através da transformação intra-grupos elaborada por Wallace e Hussain (1969):

$$Q = E_N \otimes E_T = I_N \otimes I_T - I_N \otimes \bar{J}_T - \bar{J}_N \otimes I_T + \bar{J}_N \otimes \bar{J}_T \quad (18)$$

Onde  $E_N = I_N - \bar{J}_N$  e  $E_T = I_T - \bar{J}_T$ . Essa transformação remove os efeitos de  $\mu_i$  e  $\lambda_t$  pois,  $\tilde{y} = Qy$  possui o elemento  $\tilde{y}_{it} = (y_{it} - \bar{y}_i - \bar{y}_t + \bar{y}_{..})$  onde  $\bar{y}_{..} = \sum_i \sum_t y_{it}/NT$  e possibilita

efetuar a regressão de  $\tilde{y} = Qy$  em  $\tilde{X} = QX$  para obter o estimador intra grupos  $\tilde{\beta} = (X' QX)^{-1} X' Qy$ .

Através da regressão efetuada da mesma maneira que em (10) sobre todos os elementos , obtem-se:

$$\bar{y}_{.t} = \alpha + \beta \bar{x}_{.t} + \lambda_t + \bar{v}_{it} \quad (19)$$

Onde a restrição  $\sum_i \mu_i = 0$  é utilizada para evitar a armadilha da variável dummy.Utilizando o mesmo procedimento de (7.11) e (7.12) e a restrição adicional de que  $\sum_t \lambda_t = 0$ , deduz-se que:

$$(y_{it} - \bar{y}_i - \bar{y}_{.t} + \bar{y}_{..}) = (x_{it} - \bar{x}_i - \bar{x}_{.t} + \bar{x}_{..})\beta + (v_{it} - \bar{v}_i - \bar{v}_{.t} + \bar{v}_{..}) \quad (20)$$

A regressão de Mínimos Quadrados Ordinários efetuada nesse modelo fornece  $\tilde{\beta}$  o estimador intra grupos para o modelo de dois componentes de erros.Mais uma vez, o estimadação intra grupos do intercepto pode ser deduzida à partir de  $\tilde{\alpha} = \bar{y}_{..} - \tilde{\beta} \bar{x}_{..}$  e os de  $\mu_i$  e  $\lambda_t$  são dados por :

$$\tilde{\mu}_i = (\bar{y}_i - \bar{y}_{..}) - \tilde{\beta}(\bar{x}_i - \bar{x}_{..}) \quad (21)$$

$$\tilde{\lambda}_t = (\bar{y}_{.t} - \bar{y}_{..}) - \tilde{\beta}(\bar{x}_{.t} - \bar{x}_{..}) \quad (22)$$

Verifica-se que o estimador intra grupos não consegue estimar os efeitos invariantes ao longo do tempo e as variáveis instrumentais fixas porque a transformação  $Q$  as elimina. Se o modelo real for um modelo de dois componentes de erro como descrito em (6), então os coeficientes da regressão de mínimos quadrados ordinária de (1) serão viesados e inconsistentes pois ela ignora somente as variáveis dummy. Se essas variáveis forem estatisticamente significantes,o estimador do modelo de efeitos fixos com um componente de erro também sofrerá de viés de omissão.

## 2 O Modelo de Efeitos Aleatórios

A existência de muitos parâmetros do Modelo de Efeitos Fixos e perda de graus de liberdade pode ser evitada se  $\mu_i$  for considerado aleatório. Nesse caso,  $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$  e  $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$  são independentes entre si. Da mesma maneira que  $X_{it}$  é independente de  $\mu_i$  e  $v_{it}$  para todo  $i$  e  $t$ . O modelo de efeitos aleatórios é uma ferramenta apropriada quando se sorteia  $N$  elementos, indivíduos ou empresas aleatoriamente de uma grande população. Como por exemplo, no caso de estudos de um painel formado por várias residências. Deve-se ter cautela ao se construir o painel em relação ao que se deve considerar como parcela representativa de determinada população. Nesse caso um número muito grande de  $N$  elementos acarretaria na enorme perda de graus de liberdade ao se utilizar o Modelo de Efeitos Fixo. Os efeitos individuais são considerados aleatórios e a inferência é pertinente a amostra retirada da população. Mas qual seria a população nesse caso? Segundo o ponto de vista de Haavelmo (1944) enfatizado por Nerlove e Balestra (1996) uma população não consiste em um número infinito de indivíduos, e sim em um número infinito de decisões que cada elemento pode tomar de maneira independente. Essa visão é consistente com a especificação de efeitos aleatórios. À partir de (7.4) obtêm-se a matriz de variância-covariância :

$$\begin{aligned}\Omega = E(uu') &= Z_\mu E(\mu\mu') Z_\mu' + E(vv') & (23) \\ &= \sigma_\mu^2 (I_N \otimes J_T) + \sigma_v^2 (I_N \otimes I_T)\end{aligned}$$

Isso implica em homocedasticidade  $var(u_{it}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$  para todo  $i$  e  $t$  em uma Matriz de covariância que apresentará correlação serial ao longo do tempo somente entre os distúrbios de um mesmo indivíduo. Ou seja:

$$\begin{aligned}cov(u_{it}, u_{js}) &= \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2 \quad \text{para } i = j, t = s \\ &= \sigma_\mu^2 \quad \text{para } i = j, t \neq s\end{aligned}$$

E zero caso contrário. Isso significa que a correlação entre  $u_{it}$  e  $u_{js}$  é:

$$\rho = correl(u_{it}, u_{js}) = 1 \quad \text{para } i = j, t = s$$

$$= \sigma_{\mu}^2 / (\sigma_{\mu}^2 + \sigma_v^2) \quad \text{para } i = j, t \neq s$$

E zero caso contrário. A fim de se obter o estimador de mínimos quadrados generalizados dos coeficientes da regressão é necessário  $\Omega^{-1}$ . Essa é uma grande matriz típica de painéis e sua dimensão é  $NT \times NT$ . Nenhum processo de inversão dessa matriz por força bruta é necessário pois usa-se o artifício elaborado por Wansbeek e Kapteyn (1982) que permite a derivação de  $\Omega^{-1}$  e  $\Omega^{-1/2}$ . No caso é efetuada a substituição de  $J_T$  por  $T\bar{J}_T$  e  $I_T$  por  $(E_T + \bar{J}_T)$  onde  $E_T$  é por definição  $(I_T - \bar{J}_T)$ . Nesse caso:

$$\Omega = T\sigma_{\mu}^2(I_N \otimes \bar{J}_T) + \sigma_v^2(I_N \otimes E_T) + \sigma_v^2(I_N \otimes \bar{J}_T)$$

Coletando os termos com as mesmas matrizes, obtém-se:

$$\Omega = (T\sigma_{\mu}^2 + \sigma_v^2)(I_N \otimes \bar{J}_T) + \sigma_v^2(I_N \otimes E_T) = \sigma_1^2 P + \sigma_v^2 Q \quad (24)$$

Onde  $\sigma_1^2 = T\sigma_{\mu}^2 + \sigma_v^2$ . (7.24) é a representação da decomposição espectral de  $\Omega$ , com  $\sigma_1^2$  sendo a primeira raiz característica única de  $\Omega$  de multiplicidade  $N$  e  $\sigma_v^2$  a segunda raiz característica única de  $\Omega$  com multiplicidade  $N(T - 1)$ . Verifica-se com as propriedades de  $P$  e  $Q$ , que:

$$\Omega^{-1} = \frac{1}{\sigma_1^2} P + \frac{1}{\sigma_v^2} Q \quad (25)$$

$$\Omega^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_1} P + \frac{1}{\sigma_v} Q \quad (26)$$

De fato,  $\Omega^r = (\sigma_1^2)^r P + (\sigma_v^2)^r Q$  onde  $r$  é um escalar arbitrário. Agora pode-se obter o Mínimos quadrado generalizado como um mínimo quadrado ponderado. Fuller e Battese (1973, 1974) sugeriram a multiplicação prévia da equação de regressão em (7) por  $\sigma_v \Omega^{-1/2} = Q + (\sigma_v / \sigma_1) P$  e executa-se a regressão através do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Nessa situação  $\sigma_v \Omega^{-1/2}$  passa a possuir um típico elemento  $y_{it} - \theta \bar{y}_i$  onde  $\theta = 1 - (\sigma_v / \sigma_1)$ . Essa regressão transformada inverte a matriz de dimensão  $(K + 1)$  e pode ser facilmente implementada usando pacotes de regressão econométricos.

Os melhores estimadores quadráticos não viesados (EQNV) dos componentes da variância são obtidos também à partir da decomposição espectral de  $\Omega$ . De fato,  $Pu \sim (0, \sigma_1^2 P)$  e  $Qu \sim (0, \sigma_v^2 Q)$  e :

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{u'Pu}{tr(P)} = T \sum_{i=1}^N \bar{u}_i^2 / N \quad (27)$$

e

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{u'Qu}{tr(Q)} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (u_{it} - \bar{u}_i)^2}{N(T-1)} \quad (28)$$

Fornecem os melhores EQNV de  $\sigma_1^2$  e  $\sigma_v^2$  respectivamente.

Essas são análises de tipos de estimadores dos componentes da variância que são minimamente viesados sob a premissa da normalidade dos distúrbios ( ver Graybill, 1961). Os verdadeiros distúrbios não são conhecidos e dessa forma (27) e (28) não são conhecidos. Wallace e Hussain ( 1969) sugerem substituir os resíduos estimados pelo método dos mínimos quadrados ordinários  $\hat{u}_{OLS}$  ao invés dos verdadeiros distúrbios  $u$ . Após tais procedimentos, considerando os efeitos aleatórios os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários apesar de consistentes e não viesados estão longe de serem eficientes. Amemiya (1971) mostra que esses estimadores dos componentes da variância possuem distribuições assintóticas diferentes das dos distúrbios normais conhecidos e sugere o uso dos resíduos dos Estimadores de Mínimos Quadrados com Variáveis Dummy ao invés dos resíduos dos Mínimos Quadrados Ordinários. Nesse caso  $\tilde{u} = y - \tilde{\alpha}l_{NT} - X\tilde{\beta}$  onde  $\tilde{\alpha} = \bar{y} \dots - \bar{X}' \dots \tilde{\beta}$  e  $\bar{X}' \dots$  são vetores das médias de todos os regressores. Substituindo esses  $\tilde{u}$  por  $u$  em (27) e (28) temos estimadores de Amemiya para os componentes da variância. Os estimados resultantes dos componentes da variância possuem a mesma distribuição assintótica dos distúrbios verdadeiros conhecidos:

$$\begin{pmatrix} \sqrt{NT}(\hat{\sigma}_v^2 - \sigma_v^2) \\ \sqrt{NT}(\hat{\sigma}_\mu^2 - \sigma_\mu^2) \end{pmatrix} \sim N \left( 0, \begin{pmatrix} 2\sigma_v^4 & 0 \\ 0 & 2\sigma_\mu^4 \end{pmatrix} \right) \quad (29)$$

Onde  $\hat{\sigma}_v^2 = (\hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_v^2)/T$ .

Swamy e Arora (1972) sugerem o uso de duas regressões para que se obtenham os estimados dos componentes da variância à partir dos correspondentes erros quadráticos médios dessas regressões. A primeira regressão é uma regressão Intra-Grupos (Within) como em (12) que possui os seguintes  $s^2$ :

$$\widehat{\hat{\sigma}}_v^2 = [y'Qy - y'QX(X'QX)^{-1}X'Qy]/[N(T - 1) - K] \quad (30).$$

A segunda regressão é uma regressão Entre- Grupos ( between) que efetua uma regressão das médias ao longo do tempo:

$$\bar{y}_i = \alpha + \bar{X}'_i\beta + \bar{u}_i \quad i = 1, \dots, N \quad (31)$$

Esse procedimento é equivalente a multiplicação prévia do modelo em (7) por  $P$  e efetuar a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários. A cautela que deve-se tomar é que a segunda regressão possui  $NT$  observações porque as médias são repetidas  $T$  vezes para cada indivíduo, enquanto a regressão de dados transversais em (31) é baseada em  $N$  observações. Para remediar isso efetua-se uma nova regressão de dados transversais:

$$\sqrt{T}\bar{y}_i = \alpha\sqrt{T} + \sqrt{T}\bar{X}'_i\beta + \sqrt{T}\bar{u}_i \quad (32)$$

Pode-se verificar que  $var(\sqrt{T}\bar{u}_i) = \sigma_i^2$ . Essa regressão dará origem a um  $S^2$  dado por:

$$\widehat{\hat{\sigma}}_1^2 = (y'Py - y'PZ(Z'PZ)^{-1}Z'Py)/(N - K - 1) \quad (33)$$

Nota-se que seguindo as duas regressões transformadas obtém-se os seguintes valores:

$$\begin{pmatrix} Qy \\ Py \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} QZ \\ PZ \end{pmatrix} \delta + \begin{pmatrix} Qu \\ Pu \end{pmatrix} \quad (34)$$

E o erro transformado tem média zero e matriz de variância-covariância dada por:

$$\begin{pmatrix} \sigma_v^2 Q & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 P \end{pmatrix}$$

Outro estimador dos componentes da variância foi sugerido por Nerlove (1971). A sugestão de Nerlove consiste em estimar  $\sigma_\mu^2$  como  $\sum_{i=1}^N (\hat{\mu}_i - \hat{\mu})^2 / (N - 1)$  onde  $\hat{\mu}_i$  são os coeficientes dummy estimados da regressão de Mínimos Quadrados com Variáveis Dummy.  $\sigma_v^2$  é estimado à partir da soma dos quadrados dos resíduos da regressão intra grupos dividida por  $NT$  sem correção para graus de liberdade.

Nota-se que exceto no método de Nerlove é preciso transformar  $\widehat{\sigma}_\mu^2$  em  $(\widehat{\sigma}_1^2 - \widehat{\sigma}_v^2)/T$ . Nesse caso, não há garantia de que o estimado de  $\widehat{\sigma}_\mu^2$  seja não negativo.

Se  $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$  e  $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$  são independentes um do outro, então o modelo passa a ser um modelo de dois componentes de erro. Além do que  $X_{it}$  é independente de  $\mu_i$ ,  $\lambda_t$  e  $v_{it}$  para todo  $i$  e  $t$ . A inferência neste caso é em relação a população da qual uma amostra foi retirada aleatoriamente. A partir de (6) pode-se computar a matriz de variância-covariância:

$$\begin{aligned} \Omega &= E(uu') = Z_\mu E(\mu\mu')Z'_\mu + Z_\lambda E(\lambda\lambda')Z'_\lambda + \sigma_v^2 I_{NT} \\ &= \sigma_\mu^2 (I_N \otimes I_T) + \sigma_\lambda^2 (J_N \otimes I_T) + \sigma_v^2 (I_N \otimes I_T) \end{aligned} \quad (35)$$

Os distúrbios são homocedásticos com  $var(u_{it}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2$  para todo  $i$  e  $t$ ,

$$\begin{aligned} cov(u_{it}, u_{js}) &= \sigma_\mu^2 \quad \text{para } i = j, t \neq s \\ &= \sigma_\lambda^2 \quad \text{para } i \neq j, t = s \end{aligned} \quad (36)$$

E zero caso contrário. Isso significa que o coeficiente de correlação é:

$$correl(u_{it}, u_{js}) = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2) \quad i = j, t \neq s$$

$$\begin{aligned}
&= \sigma_\lambda^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2) & i \neq j, t = s & \quad (37) \\
&= 1 & i = j, t = s & \\
&= 0 & i \neq j, t \neq s &
\end{aligned}$$

Para obter a inversa de  $\Omega$  substitui-se  $J_N$  por  $N\bar{J}_N$ ,  $I_N$  por  $E_N + \bar{J}_N$ ,  $J_T$  por  $TJ_T$  e  $I_T$  por  $E_T + \bar{J}_T$  e coletam-se os termos com as mesmas matrizes. Daí:

$$\Omega = \sum_{i=1}^4 \lambda_i Q_i \quad (38)$$

Onde  $\lambda_1 = \sigma_v^2$ ,  $\lambda_2 = T\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$ ,  $\lambda_3 = N\sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2$ ,  $\lambda_4 = T\sigma_\mu^2 + N\sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2$ .  $Q_1 = E_N \otimes E_T$ ,  $Q_2 = E_N \otimes \bar{J}_T$ ,  $Q_3 = \bar{J}_N \otimes E_T$  e  $Q_4 = \bar{J}_N \otimes \bar{J}_T$ , respectivamente. Os  $\lambda_i$  são raízes características distintas de  $\Omega$  e os  $Q_i$  são as matrizes correspondentes das projeções.  $\lambda_1$  é de multiplicidade  $(N-1)(T-1)$ ,  $\lambda_2$  é de multiplicidade  $(N-1)$ ,  $\lambda_3$  é de multiplicidade  $(T-1)$  e  $\lambda_4$  é de multiplicidade 1. Cada  $Q_i$  é simétrica e indepotente com posto igual ao seu traço. Além disso, as matrizes são ortogonais e a sua soma resulta em uma matriz identidade. As vantagens dessa decomposição espectral são que:

$$\Omega^r = \sum_{i=1}^4 \lambda_i^r Q_i \quad (39)$$

Onde  $r$  é um escalar arbitrário tal que :

$$\sigma_v \Omega^{-1/2} = \sum_{i=1}^4 (\sigma_v / \lambda_i^{1/2}) Q_i \quad (40)$$

E o elemento de  $y^* = \sigma_v \Omega^{-1/2}$  é dado por :

$$y_{it}^* = y_{it} - \theta_1 \bar{y}_i - \theta_2 \bar{y}_{.t} + \theta_3 \bar{y}_{..} \quad (41)$$

Onde  $\theta_1 = 1 - (\sigma_v / \lambda_2^{1/2})$ ,  $\theta_2 = 1 - (\sigma_v / \lambda_3^{1/2})$  e  $\theta_3 = \theta_1 + \theta_2 + (\sigma_v / \lambda_4^{1/2}) - 1$ . Como resultado, os mínimos quadrados generalizados podem ser obtidos com uma regressão de

mínimos quadrados ordinários de  $y^*$  sobre  $Z^*$ , onde  $Z^* = \sigma_v \Omega^{-1/2} Z$ . Essa transformação foi desenvolvida por Fuller e Battese (1974) e também pode ser verificada em Baltagi (1993).

O melhor estimador quadrático não viesado (MEQNV) dos componentes da variância é obtido à partir do fato que  $Q_i u \sim (0, \lambda_i Q_i)$ . Dessa maneira,

$$\hat{\lambda}_i = u' Q_i u / \text{tr}(Q_i) \quad (42)$$

É o MEQNV de  $\lambda_i$  para  $i = 1, 2, 3$ . Estes estimadores são considerados com mínima variância não viesados sob a hipótese de normalidade dos resíduos. Como no modelo de componente de erros único é possível obter estimadores dos componentes da variância adequados através da substituição dos distúrbios verdadeiros pelos distúrbios obtidos através da regressão de Mínimos Quadrados Ordinários. O estimador de MQO ainda é não viesado e consistente no modelo de efeitos aleatórios, mas é um estimador ineficiente e resulta em erros e estatísticas-t enviesadas. Alternativamente pode-se substituir os resíduos da regressão intra-grupos com  $\tilde{u} = y - \tilde{\alpha} l_{NT} - X \tilde{\beta}$ , onde  $\tilde{\alpha} = \bar{y} \dots - \tilde{X}' \dots \tilde{\beta}$  e  $\tilde{\beta}$  é obtido pela regressão em (7.20). Esse é o método proposto por Amemiya (1971). De fato Amemiya mostra que os estimadores dos componentes da variância de Wallace e Hussain possuem distribuição assintótica diferente da conhecida pelos distúrbios verdadeiros enquanto os estimadores de Amemiya possuem a mesma distribuição assintótica:

$$\begin{pmatrix} \sqrt{NT}(\hat{\sigma}_v^2 - \sigma_v^2) \\ \sqrt{N}(\hat{\sigma}_\mu^2 - \sigma_\mu^2) \\ \sqrt{T}(\hat{\sigma}_\lambda^2 - \sigma_\lambda^2) \end{pmatrix} \sim N \left( 0, \begin{pmatrix} 2\sigma_v^4 & 0 & 0 \\ 0 & 2\sigma_v^4 & 0 \\ 0 & 0 & 2\sigma_v^4 \end{pmatrix} \right) \quad (43)$$

Substituir os resíduos dos MQO ou da regressão intra-grupos ao invés dos distúrbios verdadeiros em (42) introduz viés nos estimadores correspondentes dos componentes da variância. As correções dos graus de liberdade que tornam estes estimadores não viesados dependendo do traço das matrizes que envolvem a matriz dos regressores de X.

Swamy e Arora (1972) sugerem a realização de três regressões de mínimos quadrados e a estimação dos componentes da variância através das médias correspondentes dos erros quadráticos dessas regressões. A primeira regressão é uma regressão Intra-grupos que transforma

o modelo original em  $Q_1 = E_N \otimes E_T$  esse procedimento é equivalente a regressão em (20) que resulta nos seguintes valores:

$$\widehat{\lambda}_1 = \widehat{\sigma}_v^2 = [y'Q_1y - y'Q_1X(X'^{Q_1}X)^{-1}X'Q_1y]/[(N-1)(T-1) - K] \quad (44)$$

A segunda regressão é uma regressão entre-grupos ( between) que transforma o modelo original em  $Q_2 = E_N \otimes \bar{J}_T$ . A regressão é equivalente a regressão de  $(\bar{y}_{.i} - \bar{y}_{...})$  sobre  $(\bar{X}_{.i} - \bar{X}_{...})$  e resulta no seguinte estimado de  $\lambda_2 = (T\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)$ :

$$\widehat{\lambda}_2 = [y'^{Q_2}y - y'^{Q_2}X(X'^{Q_2}X)^{-1}X'^{Q_2}y]/[(N-1) - K] \quad (45)$$

De onde obtém-se  $\widehat{\sigma}_\mu^2 = (\widehat{\lambda}_2 - \widehat{\sigma}_v^2)/N$ . A terceira regressão é uma regressão entre os períodos de tempo que transforma o modelo original  $Q_3 = \bar{J}_N \otimes E_T$ . Essa regressão é equivalente a regressão de  $(\bar{y}_{.t} - \bar{y}_{...})$  sobre  $(\bar{X}_{.t} - \bar{X}_{...})$  e resulta no seguinte estimado de  $\lambda_3 = (N\sigma_\lambda^2 + \sigma_v^2)$ :

$$\widehat{\lambda}_3 = [y'Q_3y - y'Q_3X(X'^{Q_3}X)^{-1}X'Q_3y]/[(T-1) - K] \quad (46)$$

De onde obtém-se  $\widehat{\sigma}_\lambda^2 = (\widehat{\lambda}_3 - \widehat{\sigma}_v^2)/N$ . Organizando as três regressões transformadas obtém-se os seguintes resultados:

$$\begin{pmatrix} Q_1y \\ Q_2y \\ Q_3y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Q_1X \\ Q_2X \\ Q_3X \end{pmatrix} \beta + \begin{pmatrix} Q_1u \\ Q_2u \\ Q_3u \end{pmatrix} \quad (47)$$

Desde que  $Q_i l_{NT} = 0$  para  $i = 1,2,3$  e o erro transformado tem média zero e matriz de variância-covariância fornecida por  $diag[\lambda_i Q_i]$  com  $i = 1,2,3$ .

### 3. Modelos de dados em painéis desbalanceados

Até o presente momento os estimadores analisados estão restritos aos painéis balanceados porém, painéis incompletos são comuns em pesquisas econômicas e de estrutura de capital. Por exemplo, em uma amostra de firmas durante o período de vinte anos novos entrantes podem surgir, fusões e aquisições ocorrerem além de falências. Esses cenários típicos levam a painéis desbalanceados ou incompletos. Neste capítulo verificamos os problemas econométricos associados a esses painéis e como a sua análise difere dos problema com painéis balanceados.

#### 3.1 O Modelo não balanceado de componente de erro único

Analisa-se o caso de duas seções transversais com diferentes números de séries temporais e então esse caso particular é tomado como base para o caso geral de  $N$  cortes transversais. Seja  $n_1$  a série temporal mais curta observada para a primeira seção de corte transversal ( $i = 1$ ), e  $n_2$  as observações de séries temporais extras disponíveis para o segundo corte transversal ( $i = 2$ ) Organizando as  $n_1$  observações para o primeiro indivíduo no topo das  $(n_1 + n_2)$  observações do segundo indivíduo, obtem-se:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \end{pmatrix} \beta + \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \quad (48)$$

Onde  $y_1$  e  $y_2$  são vetores de dimensão  $n_1$  e  $n_1 + n_2$  respectivamente .  $X_1$  e  $X_2$  são matrizes de dimensões  $n_1 \times K$  e  $(n_1 + n_2) \times K$ , respectivamente. Nesse caso,  $u'_1 = (u_{11}, \dots, u_{1,n_1})$ ,  $u'_2 = (u_{21}, \dots, u_{2,n_1}, \dots, u_{2,n_1+n_2})$  e a matriz de variância- covariância é dada por:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 I_{n_1} + \sigma_\mu^2 J_{n_1 n_1} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 I_{n_1} + \sigma_\mu^2 J_{n_1 n_1} & \sigma_\mu^2 J_{n_1 n_2} \\ 0 & \sigma_\mu^2 J_{n_2 n_1} & \sigma_v^2 I_{n_1} + \sigma_\mu^2 J_{n_1 n_1} \end{bmatrix} \quad (49)$$

Onde  $u' = (u'_1, u'_2)$ ,  $I_{n_i}$  representa uma matriz de ordem  $n_i$  e  $J_{n_i n_j}$  representa uma matriz de uns de dimensão  $n_i \times n_j$ . Nota-se que todos os elementos não nulos que estão fora da diagonal da matriz  $\Omega$  são iguais a  $\sigma_\mu^2$ . Todavia, se  $T_j = \sum_{i=1}^j n_i$  para  $j = 1, 2$  então  $\Omega$  é uma matriz diagonal onde o  $j$ -ésimo bloco é:

$$\Omega_j = (T_j \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2) \bar{J}_{T_j} + \sigma_v^2 E_{T_j} \quad (50)$$

Onde  $\bar{J}_{T_j} = J_{T_j}/T_j$ ,  $E_{T_j} = I_{T_j} - \bar{J}_{T_j}$ . Usando o artifício de Wansbeek e Kapteyn (1982) para o caso de painéis não balanceados Baltagi (1985) deriva:

$$\Omega_j = (T_j \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2) \bar{J}_{T_j} + (\sigma_v^2)^r E_{T_j} \quad (51)$$

Onde  $r$  é um escalar qualquer. Seja  $w_j^2 = T_j \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$ , então a transformação de Fuller e Battese (1974) para painéis não balanceados é a seguinte:

$$\sigma_v \Omega_j^{1/2} = (\sigma_v/w_j) \bar{J}_{T_j} + E_{T_j} = I_{T_j} - \theta_j \bar{J}_{T_j} \quad (52)$$

Onde  $\theta_j = 1 - \sigma_v/w_j$ , e  $\sigma_v \Omega_j^{1/2} y_j$  tem o elemento  $(y_{jt} - \theta_j \bar{y}_j)$  com  $\bar{y}_j = \sum_{t=1}^{T_j} y_{jt}/T_j$ . Nota-se que  $\theta_j$  varia para cada unidade de corte transversal  $j$  dependente de  $T_j$ . Dessa maneira a regressão de mínimos quadrados generalizados pode ser obtida como uma simples regressão de mínimos quadrados ponderados em um painel balanceado. A diferença básica, entretanto, é que em painéis incompletos, os pesos são dependentes dos comprimentos das séries temporais disponíveis para cada seção de corte transversal.

Os resultados acima indicam que a mesma análise é aplicada não importa como as observações para duas firmas são sobrepostas e que eles são válidos não apenas no caso de duas séries de corte transversal como também no caso de  $N$  séries de corte transversal. A prova é efetuada desde que os elementos fora da diagonal principal da matriz de variância-covariância sejam zero para observações pertencentes a diferentes empresas ou firmas,  $\Omega$  permaneça tão

comprida quanto o número de observações ordenadas das firmas e que os elementos não nulos que por ventura estejam fora da diagonal principal sejam iguais a  $\sigma_\mu^2$ . Dessa forma,  $\Omega_j^{1/2}$  pode ser obtido através dos mesmos procedimentos mostrados anteriormente.

Em geral, o modelo de regressão com painéis desbalanceados e componente único de erros é dado por:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (53)$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (54)$$

Onde  $X_{it}$  é um vetor  $(K - 1) \times 1$  de regressores,  $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$  e independente de  $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ . O modelo é desbalanceado no sentido que existem  $N$  indivíduos observados ao longo de um período de tempo de comprimento variável ( $T_i$  para  $i = 1, 2, \dots, N$ ). Escrevendo-se essa equação tem-se:

$$y = \alpha l_{NT} + X\beta + u = Z\delta + u \quad (55)$$

$$u = Z_\mu \mu + v \quad (56)$$

Onde  $y$  e  $Z$  são de dimensões  $(n \times 1)$  e  $(n \times K)$ , respectivamente,  $Z = (l_n, X)$ ,  $\delta' = (\alpha', \beta')$ ,  $n = \sum T_i$ ,  $Z_\mu = \text{diag}(l_{T_i})$  e  $l_{T_i}$  é o vetor de uns de dimensão  $T_i$ .  $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)'$  e  $v = (v_{11}, \dots, v_{1T_1}, \dots, v_{N1}, \dots, v_{NT_N})'$ .

O estimador de mínimos quadrados ordinários do painel desbalanceado será:

$$\hat{\delta}_{OLS} = (Z'Z)^{-1}Z'y \quad (57)$$

O estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é o melhor estimador não viesado quando o componente da variância  $\sigma_\mu^2$  é igual a zero. Mesmo quando  $\sigma_\mu^2$  é positivo, o

estimador MQO ainda é não viesado e consistente, porém os erros são viesados segundo Moulton (1986). Os resíduos dos MQO são representados por  $\hat{u}_{OLS} = y - Z\hat{\delta}_{OLS}$ .

O estimador intra-grupos pode ser obtido através da transformação da variável dependente  $y$  e  $X$ , os regressores exógenos com exceção do intercepto usando a matriz  $Q = \text{diag}(E_{T_i})$  e a aplicação da regressão por MQO nos dados transformados:

$$\beta = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'\tilde{y} \quad (58)$$

Onde  $\tilde{X} = QX$ ,  $\tilde{y} = Qy$ . O estimado do intercepto pode ser reescrito da seguinte forma:  $\tilde{\alpha} = (\bar{y}.. - \bar{X}..\tilde{\beta})$  onde os pontos indicam somatório e as barras superiores indicam as médias, por exemplo,  $\bar{y} = \sum \sum y_{it}/n$ . Seguindo Amemiya (1971), os resíduos intra-grupos (within)  $\tilde{u}$  para os painéis não balanceados são dados por:

$$\tilde{u} = y - \tilde{\alpha}l_n - X\tilde{\beta} \quad (59)$$

O estimador entre-grupos  $\hat{\delta}_{Between}$  pode ser obtido da seguinte maneira :

$$\hat{\delta}_{Between} = (Z'PZ)^{-1}Z'Py \quad (60)$$

Onde  $P = \text{diag}[\bar{J}_{T_i}]$ , e os resíduos entre-grupos são representados por  $\hat{u}^b = y - Z\hat{\delta}_{Between}$ .

A regressão de Mínimos Quadrados Generalizados pode ser obtida como se segue:

$$\hat{\delta}_{GLS} = (Z'\Omega^{-1}Z)^{-1}Z'\Omega^{-1}y \quad (61)$$

Onde  $\Omega = \sigma_v^2 \Sigma = E(uu')$  com:

$$\Sigma = I_n + \rho Z_\mu Z'_\mu = \text{diag}(E_{T_i}) + \text{diag}[(1 + \rho T_i)\bar{J}_{T_i}] \quad (62)$$

E  $\rho = \sigma_\mu^2 / \sigma_v^2$ . Nota-se que  $(1 + \rho T_i) = (w_i^2 / \sigma_v^2)$  onde  $w_i^2 = (T_i \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)$  foi definido em (8.4). Todavia, a regressão de mínimos quadrados generalizados (MQG) pode ser obtida aplicando MQO nas variáveis transformadas  $y^*$  e  $Z^*$ .

$$\hat{\delta} = (Z^{*'} Z^*)^{-1} Z^{*'} y^*$$

Onde  $Z^* = \sigma_v \Omega_j^{1/2} Z$ ,  $y^* = \sigma_v \Omega_j^{1/2} y$  e

$$\sigma_v \Omega_j^{1/2} = \text{diag}(E_{T_i}) + \text{diag}[(\sigma_v / w_i) \bar{J}_{T_i}] \quad (63)$$

Como descrito em (8.5).

O método mais popular para a estimação dos componentes da variância é o método de análise de variância ANOVA. Os estimadores ANOVA são equivalentes aos chamados métodos dos momentos que tratam a soma dos quadrados das variâncias das suas expectativas e resolvem o sistema de equações lineares resultante. Para os modelos de painéis balanceados os estimadores ANOVA são os melhores estimadores não viesados (MENV) dos componentes da variância segundo Searle (1971). Sob a premissa de normalidade dos distúrbios esses estimadores são MENV. No caso dos modelos de painéis desbalanceados com apenas um componente de erro, estimadores dos componentes da variância não viesados são uma função dos componentes da variância deles próprios. Pode-se considerar duas formas quadráticas para definir a soma dos quadrados intra-grupos e entre-grupos:

$$q_1 = u' Q u \quad e \quad q_2 = u' P u \quad (64)$$

Onde  $Q = \text{diag}[E_{T_i}]$  e  $P = \text{diag}[\bar{J}_{T_i}]$ . Desde que os distúrbios verdadeiros não sejam conhecidos, utiliza-se o método de Wallace e Hussain (1969) que faz uso da substituição dos resíduos da regressão MQO  $\hat{u}_{OLS}$  por  $u$  em (64). Utilizando as expectativas, obtêm-se:

$$E(\hat{q}_1) = E(\hat{u}'_{OLS} Q \hat{u}_{OLS}) = \delta_{11} \sigma_\mu^2 + \delta_{12} \sigma_v^2$$

$$E(\widehat{q}_2) = E(\widehat{u}'_{OLS} P_{\widehat{u}_{OLS}}) = \delta_{21} \sigma_\mu^2 + \delta_{22} \sigma_v^2 \quad (65)$$

Onde  $\delta_{11}, \delta_{12}, \delta_{21}, \delta_{22}$  são dados por:

$$\begin{aligned} \delta_{11} &= \text{tr}((Z'Z)^{-1} Z' Z_\mu Z_\mu' Z) - \text{tr}((Z'Z)^{-1} Z' P Z (Z'Z)^{-1} Z' Z_\mu Z_\mu' Z) \\ \delta_{12} &= n - N - K + \text{tr}((Z'Z)^{-1} Z' P Z) \\ \delta_{21} &= n - 2 \text{tr}((Z'Z)^{-1} Z' Z_\mu Z_\mu' Z) + \text{tr}((Z'Z)^{-1} Z' P Z (Z'Z)^{-1} Z' Z_\mu Z_\mu' Z) \\ \delta_{22} &= N - \text{tr}((Z'Z)^{-1} Z' P Z) \end{aligned}$$

Tratando  $\widehat{q}_i$  como o valor esperado  $E(\widehat{q}_i)$  em (65) e resolvendo o sistema de equações, nós obtemos os estimadores de Wallace e Hussain dos componentes de variância. É possível a substituição dos resíduos intra-grupos nas formas quadráticas fornecidas (64) para que se obtenha  $\tilde{q}_1 = \tilde{u}' Q \tilde{u}$  e  $\tilde{q}_2 = \tilde{u}' P \tilde{u}$  como sugerido por Amemiya (1971) para o caso balanceado. Os valores esperados de  $\tilde{q}_1$  e  $\tilde{q}_2$  são dados por:

$$E(\tilde{q}_1) = (n - N - K + 1) \sigma_v^2$$

$$\begin{aligned} E(\tilde{q}_2) &= (N - 1 + \text{tr}[(X' Q X)^{-1} X' P X] - \text{tr}[(X' Q X)^{-1} X' \bar{J}_n X]) \sigma_v^2 \\ &+ \left[ n - \left( \sum_{i=1}^N T_i^2 / n \right) \right] \sigma_\mu^2 \end{aligned} \quad (66)$$

Tratando  $\tilde{q}_i$  como o valor esperado  $E(\tilde{q}_i)$  em (66), obtem-se os estimadores do tipo Amemiya dos componentes da variância:

$$\hat{\sigma}_v^2 = \tilde{u}' Q \tilde{u} / (n - N - K + 1) \quad (67)$$

$$\hat{\sigma}_\mu^2 = \frac{\tilde{u}' P \tilde{u} - \{N - 1 + \text{tr}[(X' Q X)^{-1} X' P X] - \text{tr}[(X' Q X)^{-1} X' \bar{J}_n X]\} \hat{\sigma}_v^2}{n - (\sum_{i=1}^N T_i^2 / n)}$$

A seguir, utilizando o artifício de Swamy e Arora (1972) usa-se a regressão intra-grupos e entre-grupos dos erros quadráticos médios para a estimação dos componentes da variância. De fato, o método de Swamy e Arora(1972) substitui os resíduos intra-grupos em  $q_1$  e os resíduos entre- grupos em  $q_2$  para obter  $\tilde{q}_1 = \tilde{u}'Q\tilde{u}$  e  $\hat{q}_2^b = \hat{u}^b'P\hat{u}^b$ . Desde que  $\tilde{q}_1$  seja exatamente igual ao obtido pelo método de Amemiya, o estimador Swamy- Arora de  $\hat{\sigma}_v^2$  é o mesmo que o fornecido em (8.20). O valor esperado de  $\hat{q}_2^b$  é dado por:

$$E(\hat{q}_2^b) = [n - \text{tr}((Z'PZ)^{-1}Z'Z_\mu Z'_\mu Z)]\sigma_\mu^2 + (N - K)\sigma_v^2 \quad (68)$$

Transformando  $E(\hat{q}_2)$  em  $\hat{q}_2$  obtém-se o seguinte estimador de  $\sigma_\mu^2$ :

$$\hat{\sigma}_\mu^2 = \frac{\hat{u}^b'P\hat{u}^b - (N - K)\hat{\sigma}_v^2}{n - \text{tr}((Z'PZ)^{-1}Z'Z_\mu Z'_\mu Z)} \quad (69)$$

### 3.2 O Modelo não balanceado de dois componentes de erros

Wansbeek e Kapteyn (1989) consideram que o modelo de regressão de dados não balanceados como um modelo de dois componentes de erros:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N_t; \quad t = 1, \dots, T \quad (70)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$$

Onde  $N_t (N_t \leq N)$  representa o número de indivíduos observados no ano  $t$ , com  $n = \sum_t N_t$ . Seja  $D_t$  a matriz  $(N_t \times N)$  obtida à partir de  $I_N$  pela omissão das linhas correspondentes aos indivíduos não observados no ano  $t$ . Define-se:

$$\Delta = (\Delta_1, \Delta_2) \equiv \begin{bmatrix} D_1 & D_1 l_N \cdots & \cdots \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ D_T & \cdots & D_T l_N \end{bmatrix} \quad (71)$$

Onde  $\Delta_1 = (D'_1, \dots, D'_T)'$  é  $(n \times N)$  e  $\Delta_2 = \text{diag}[D_t l_N] = \text{diag}[l_{N_t}]$  é  $(n \times T)$ . A matriz  $\Delta$  fornece a estrutura para as variáveis dummy dos dados incompletos. Wansbeek e Kapteyn ordenam os dados dos  $N$  indivíduos em  $T$  conjuntos consecutivos, de tal forma que os  $t$ 's prossigam de forma lenta e os  $i$ 's de forma rápida. Essa ordenação é exatamente a contrária utilizada ao longo do estudo. Para painéis completos,  $\Delta_1 = (l_T \otimes I_N)$  e  $\Delta_2 = (I_T \otimes l_N)$ .

### 3.2.1 Efeitos fixos em painéis não balanceados.

Se os  $\mu_i$  e os  $\lambda_t$  são fixos o modelo apresentado em (70) adicionado a matriz das variáveis dummy em (71) é adequado, mas o seu uso em painéis muito grandes como muitas residências ou indivíduos por exemplo, deve ser complementado por meio da transformação intra-grupos. Esse é o artifício utilizado quando os painéis são balanceados ou até mesmo em painéis desbalanceados no Modelo de componente de erro único. Porém, para o caso de painéis desbalanceados com dois componentes de erros Wansbeek e Kapteyn mostraram que tal transformação é complicada e pouco gerenciável o que pode ser visto após algumas manipulações matriciais.

Nota-se que  $\Delta_N \equiv \Delta'_1 \Delta_1 = \text{diag}[T_i]$  onde  $T_i$  é o número de anos do elemento  $i$  observados no painel.  $\Delta_N \equiv \Delta'_2 \Delta_2 = \text{diag}[N_i]$  e  $\Delta_{TN} \equiv \Delta'_2 \Delta_1$  é a matriz  $(T \times N)$  de zeros e uns indicando a ausência ou a presença de uma residência em certos anos. Para painéis completos,  $\Delta_N = T I_N$ ,  $\Delta_T = N I_T$  e  $\Delta_{TN} = l_T l'_N = J_{TN}$ . Define-se que  $P_{[\Delta]} = \Delta(\Delta'\Delta)^{-1}\Delta'$ , então a transformação intra-grupos é  $Q_{[\Delta]} = I_n - P_{[\Delta]}$ . Para o modelo de dois componentes de erros com  $\Delta = (\Delta_1, \Delta_2)$  dado por (8.24), Wansbeek e Kapteyn mostram que :

$$P_{[\Delta]} = P_{\Delta_1} + P_{[Q_{[\Delta_1]}\Delta_2]} \quad (72)$$

### 3.2.2 Efeitos aleatórios em painéis não balanceados

Na forma vetorial o modelo aleatório de dois componentes de erro e pode ser escrito como:

$$u = \Delta_1\mu + \Delta_2\lambda + v \quad (73)$$

Onde  $\mu' = (\mu_1 \dots \dots, \mu_N)$ ,  $\lambda' = (\lambda_1, \dots \dots \lambda_T)$  e  $v$  são variáveis aleatórias descritas de acordo com o modelo de dois componentes de erros.  $\mu$ ,  $\lambda$  e  $v$  são independentes entre si com média zero e variâncias  $\sigma_\mu^2$ ,  $\sigma_\lambda^2$  e  $\sigma_v^2$ , respectivamente. Nesse caso:

$$\begin{aligned} \Omega = E(uu') &= \sigma_v^2 I_n + \sigma_\mu^2 \Delta_1 \Delta_1' + \sigma_\lambda^2 \Delta_2 \Delta_2' \\ &= \sigma_v^2 (I_n + \phi_1 \Delta_1 \Delta_1' + \phi_2 \Delta_2 \Delta_2') = \sigma_v^2 \Sigma \end{aligned} \quad (74)$$

Com  $\phi_1 = \sigma_\mu^2 / \sigma_v^2$  e  $\phi_2 = \sigma_\lambda^2 / \sigma_v^2$ . Usando a expressão geral para o inverso de  $(I + XX')$ , Wansbeek e Kapteyn (1989) obtêm o inverso de  $\Sigma$  como:

$$\Sigma^{-1} = V - V \Delta_2 \tilde{P}^{-1} \Delta_2' V \quad (75)$$

Onde:

$$\begin{aligned} V &= I_n - \Delta_1 \tilde{\Delta}_2^{-1} \Delta_1' && (n \times n) \\ \tilde{P} &= \tilde{\Delta}_T + \Delta_{TN} \tilde{\Delta}_N^{-1} \Delta_{TN}' && (T \times T) \\ \tilde{\Delta}_N &= \Delta_N + (\sigma_v^2 / \sigma_\mu^2) I_N && (N \times N) \\ \tilde{\Delta}_T &= \Delta_T + (\sigma_v^2 / \sigma_\lambda^2) I_T && (T \times T) \end{aligned}$$

Nota-se que não se consegue obter a transformação de Fuller e Battese (1973) em painéis não balanceados. A expressão  $\Sigma^{-1}$  é desordenada e assimétrica de elementos e séries temporais, porém reduz o tempo computacional relativo à inversão numérica de  $\Sigma$ . Davis (2001) mostra que os resultados de Wansbeek e Kapteyn podem ser generalizados utilizando-se um número arbitrário de componentes de erro. Em um modelo com três componentes de erros por exemplo o componente de erro  $\eta$  adicionado acrescenta o termo extra  $\sigma_\eta^2 \Delta_3 \Delta_3'$  a variância-covariância fornecida em (74). Porém,  $\Sigma$  se mantém na forma de  $(I + XX')$  e sua inversa pode ser obtida pela aplicação repetida dessa fórmula de inversão.

#### 4. Modelos dinâmicos de dados em painel

Os fenômenos econômicos observados no mundo real são, em sua maioria, de natureza dinâmica. Dados em painel fornecem aos pesquisadores a vantagem de compreender melhor as dinâmicas de ajustamento presentes desses eventos. Podemos ver por exemplo nos estudos sobre a demanda de gás natural de Balestra e Nerlove (1966), na dinâmica da demanda por um produto viciante como os cigarros efetuado por Baltagi e Levin (1986), na equação dinâmica de salários de Holtz-Eakin (1988), Arellano e Bond (1991) no modelo dinâmico de emprego, Blundell *et al.* (1992) no modelo dinâmico de investimento de empresas, Islam (1995) no modelo dinâmico de crescimento para convergência, Ziliak (1997) no modelo dinâmico do ciclo de vida da mão de obra de trabalhadores e Ozkam (2001) no estudo da velocidade de ajuste das estruturas de capital de firmas do Reino Unido. Esses relacionamentos dinâmicos são caracterizados pela presença de variáveis dependentes defasadas entre os regressores. Seja:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + x'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (76)$$

Onde  $\delta$  é um escalar,  $x'_{it}$  é uma matriz ( $1 \times K$ ) e  $\beta$  é uma matriz ( $K \times 1$ ). Assumiremos que  $u_{it}$  segue o seguinte modelo composto de erros:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (77)$$

Onde  $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$  e  $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$  independentes entre eles e entre si. A regressão de painel de dados dinâmica descrita em (9.1) e (9.2) é caracterizada por duas fontes de persistência ao longo do tempo. Autocorrelação em função da presença da variável dependente defasada entre os regressores e os efeitos individuais caracterizando a heterogeneidade entre os indivíduos.

O primeiro problema presente ao se incluir uma variável dependente defasada está no fato de que se  $y_{it}$  é uma função de  $\mu_i$  conseqüentemente  $y_{t-1}$  também será uma função de  $\mu_i$ . Dessa forma,  $y_{t-1}$  o regressor da equação (48) será correlacionado com o termo de erro, o que resulta em um estimador de mínimos quadrados ordinários, inconsistente e viesado mesmo se  $v_{it}$  não for serialmente correlacionado. Para os estimadores de efeitos fixos (EF) a transformação intra grupos (*within*) elimina o  $\mu_i$ , porém o  $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})$  onde  $\bar{y}_{i,-1} = \sum_{t=2}^T y_{i,t-1} / (T - 1)$

ainda será correlacionado com  $(v_{it} - \bar{v}_i)$  mesmo se  $v_{it}$  não for serialmente correlacionado. Isso devido ao fato de, por construção,  $y_{t-1}$  é correlacionado com  $\bar{v}_i$ . A média posterior contém  $v_{i,t-1}$ , que é obviamente correlacionado com  $y_{i,t-1}$ .

O estimador de efeitos aleatórios também é viesado em modelos de painéis de dados dinâmicos. A transformação que elimina os efeitos individuais é a transformação das primeiras diferenças. Nessa situação, a correlação entre as variáveis explicativas pré determinadas e o erro remanescente é fácil de ser trabalhada. De fato, Anderson e Hsiao (1981) utilizam o modelo das primeiras diferenças para eliminar os  $\mu_i$  e  $\Delta y_{i,t-2} = (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$  ou  $y_{i,t-2}$  como instrumento para  $\Delta y_{i,t-1} = (y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ . Estes instrumentos não serão correlacionados com  $\Delta v_{it} = v_{i,t} - v_{i,t-1}$ , assim como os  $v_{it}$  não serão correlacionados entre si. Este método de estimação de variáveis instrumentais fornece estimadores consistentes mas não necessariamente eficientes para os parâmetros do modelo porque ele não faz uso de todas as condições de momento disponíveis segundo Ahn e Schmidt (1995) e também não leva em conta a estrutura diferenciada dos distúrbios residuais  $(\Delta v_{it})$ .

Arellano (1989) verificou que para modelos dinâmicos de componentes de erro simples, o estimador que faz uso de  $\Delta y_{i,t-2}$  melhor do que  $y_{i,t-2}$  como instrumentos, possui um ponto de singularidade e variâncias grandes em um grande número de parâmetros. Ao contrário, o estimador que faz uso de instrumentos em níveis  $(y_{i,t-2})$  não possui singularidades e tem pequenas variâncias sendo dessa maneira o mais recomendado. Arellano e Bond (1991) propuseram um procedimento de Método de Momentos Generalizados (GMM) que é mais eficiente do que o estimador de Anderson e Hsiao (1982), enquanto Ahn e Schmidt (1995) derivaram restrições nas condições não lineares adicionais que não são explicadas pelo estimador de Arellano e Bond.

#### 4.1 O Estimador de Arellano e Bond

Arellano e Bond (1991) argumentam que instrumentos adicionais podem ser obtidos em um painel de dados dinâmico se forem utilizadas as condições de ortogonalidade existentes entre as variáveis defasadas de  $y_{it}$  e os distúrbios  $v_{it}$ . Em um modelo auto regressivo simples sem regressores têm-se:

$$y_{it} = \delta_{y_{i,t-1}} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (78)$$

Onde  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$  com  $\mu_i = IID(0, \sigma_\mu^2)$  e  $v_{it} = IID(0, \sigma_v^2)$ , independentes um do outro e entre si. A fim de se obterem estimadores consistentes de  $\delta$  com  $N \rightarrow \infty$  e  $T$  fixo, efetua-se a primeira diferença e, (9.3) para que sejam eliminados os efeitos individuais.

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1}) \quad (79)$$

Nota-se que  $(v_{it} - v_{i,t-1})$  é um processo de média móvel MA(1) com raiz unitária que consiste em um dos tipos de correlação serial que não podem existir em modelos de componentes de erro únicos. O processo MA(1) é definido por:

$$v_{it} = \epsilon_{it} + \lambda \epsilon_{i,t-1}$$

Onde  $\epsilon_{it} \sim IIN(0, \sigma_\epsilon^2)$  e  $|\lambda| < 1$ .

Para  $t = 3$ , observa-se esse padrão :

$$y_{i3} - y_{i2} = \delta(y_{i2} - y_{i1}) + (v_{i3} - v_{i2}) \quad (80)$$

Nesse caso,  $y_{i1}$  é um instrumento válido desde que ele seja correlacionado com  $(y_{i2} - y_{i1})$  e não correlacionado com  $(v_{i3} - v_{i2})$  da mesma forma que os  $v_{it}$  não sejam serialmente correlacionados. Porém, nota-se que para  $t = 4$  no segundo período observa-se:

$$y_{i4} - y_{i3} = \delta(y_{i3} - y_{i2}) + (v_{i4} - v_{i3}) \quad (81)$$

Nesse caso,  $y_{i2}$  assim como  $y_{i1}$  são instrumentos válidos para  $(y_{i3} - y_{i2})$  desde que ambos não sejam correlacionados com  $(v_{i4} - v_{i3})$ . Pode-se acrescentar outros instrumentos válidos em cada período subsequente utilizando-se esse mesmo artifício obtendo-se assim, o conjunto de instrumentos válidos  $(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,T-2})$ .

Esse procedimento de variáveis instrumentais não leva em conta as diferenças dos termos de erro em (9.4). De fato:

$$E(\Delta v_i \Delta v'_i) = \sigma_v^2 (I_N \otimes G) \quad (82)$$

Onde  $\Delta v'_i = (v_{i3} - v_{i2}, \dots, v_{iT} - v_{iT-1})$  e:

$$G = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

É uma matriz  $(T - 2) \times (T - 2)$ , sendo  $\Delta v_i$  um MA(1) com raiz unitária. Define-se:

$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}] \end{bmatrix} \quad (83)$$

Então a matriz dos instrumentos é  $W = [W'_1, \dots, W'_N]$  e as equações dos momentos descritas acima são dados por  $E(W'_i \Delta v_i) = 0$ . Essas condições de momento foram identificadas por Holtz-Eakin (1988), Newey (2004) e Ahn e Schmidt (1995). A multiplicação prévia da equação (9.4) na forma vetorial por  $W'$  é:

$$W' \Delta_y = W' (\Delta_{y-1}) \delta + W' \Delta_v \quad (84)$$

Executando a regressão de mínimos quadrados generalizados em (9.9) obtem-se o estimador consistente de Arellano e Bond (1991):

$$\begin{aligned} \hat{\delta}_1 &= \left[ (\Delta_{y-1})' W (W' (I_N \otimes G) W)^{-1} W (\Delta_{y-1}) \right]^{-1} \\ &\times \left[ (\Delta_{y-1})' W (W' (I_N \otimes G) W)^{-1} W' (\Delta_y) \right] \end{aligned} \quad (85)$$

O estimador ótimo de Mínimos Momentos Generalizados (GMM) de  $\delta_1$  para  $N \rightarrow \infty$  e  $T$  fixo usando somente os valores das restrições dos momentos citados na equação (9.10) exceto que:

$$W'(I_N \otimes G)W = \sum_{i=1}^N W'_i G W_i$$

É substituída por

$$V_N = \sum_{i=1}^N W'_i (\Delta v_i) (\Delta v_i)' W_i$$

O estimador GMM não requer conhecimento acerca das condições iniciais ou das distribuições de  $v_i$  e  $\mu_i$ . Para que o estimador seja operacionalizado  $\Delta_v$  é substituído pela diferença dos resíduos obtidos à partir do primeiro estimador consistente  $\hat{\delta}_1$ . O estimador resultante é o estimador GMM de Arellano e Bond de duas etapas ou (*two- step*):

$$\hat{\delta}_2 = \left[ (\Delta_{y-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta_{y-1}) \right]^{-1} \left[ (\Delta_{y-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta_{y-1}) \right] \quad (86)$$

O estimador consistente da variância assintótica  $var(\hat{\delta}_2)$  é dado pelo primeiro termo em (9.11):

$$\widehat{var}(\delta_2) = \left[ (\Delta_{y-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta_{y-1}) \right]^{-1} \quad (87)$$

Nota-se que  $\hat{\delta}_1$  e  $\hat{\delta}_2$  são equivalentes assintoticamente se  $v_{it}$  são  $IID(0, \sigma_v^2)$

#### 4.1.1 Modelos com variáveis exógenas

Se existem regressores adicionais estritamente exógenos como em (76) com  $E(x_{it} v_s) = 0$  para todo  $t, s = 1, 2, \dots, T$  mas onde todos os  $x_{it}$  são correlacionados com  $\mu_i$  então, todos os  $x_{it}$  são instrumentos válidos para a equação das primeiras diferenças em (76). Dessa forma,

$[x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{iT}]$  deve ser adicionado a cada elemento da diagonal de  $W_i$  em (83). Nesse caso (9.9) se torna:

$$W'^{\Delta y} = W'(\Delta_{y-1})\delta + W'(\Delta X)\beta + W'\Delta v$$

Onde  $\Delta X$  é a matriz  $N(T-2) \times K$  de observações em  $\Delta x_{it}$ . Os estimadores de uma e duas etapas de  $(\delta, \beta')$  pode ser obtida à partir de:

$$\begin{pmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = \left( [\Delta_{y-1}, \Delta X]' W \hat{V}_N^{-1} W' \Delta_{y-1}, \Delta X \right)^{-1} \left( [\Delta_{y-1}, \Delta X]' W \hat{V}_N^{-1} W' \Delta y \right) \quad (88)$$

Como em (85) e (86).

Se os  $x_{it}$  são pré-determinados ao invés de estritamente exógenos com  $E(x_{it}, v_{is}) \neq 0$  para  $s < t$  e zero caso contrário, então somente  $[x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{i(s-1)}]$  são instrumentos válidos para a equação de diferenciação no período  $s$ . Por exemplo, para  $t = 3$ , a equação das primeiras diferenciações de (9.1) torna-se:

$$y_{i3} - y_{i2} = \delta(y_{i2} - y_{i1}) + (x'_{i3} - x'_{i2})\beta + (v_{i3} - v_{i2})$$

Para a equação acima  $x'_{i1}$  e  $x'_{i2}$  são instrumentos válidos desde que ambos não sejam correlacionados com  $(v_{i3} - v_{i2})$ . Para  $t = 4$ , o próximo período possui o seguinte relacionamento:

$$y_{i4} - y_{i3} = \delta(y_{i3} - y_{i2}) + (x'_{i4} - x'_{i3})\beta + (v_{i4} - v_{i3})$$

Da mesma forma existem instrumentos adicionais desde que  $x'_{i1}, x'_{i2}$  e  $x'_{i3}$  não sejam correlacionadas com  $(v_{i4} - v_{i3})$ . Continuando sucessivamente obtêm-se:

$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}, x'_{i1}, x'_{i2}] & \dots & 0 \\ \vdots & [y_{i1}, y_{i2}, x'_{i1}, x'_{i2}, x'_{i3}] & \vdots \\ 0 & \dots & [y_{i1}, \dots, y_{iT-2}, x'_{i1}, x'_{i2}, \dots, x'_{iT-1}] \end{bmatrix} \quad (89)$$

E os estimadores de uma e duas etapas são novamente obtidos através da equação (9.13) com essa escolha da matriz  $W_i$ .

Em estudos empíricos a combinação de variáveis pré determinadas e estritamente exógenas podem ocorrer de maneira mais eficiente do que nos dois casos extremos abordados anteriormente sendo possível o ajuste dos instrumentos da matriz adequadamente. Para o caso pré determinado  $x_{it}$  Arellano e Bond contam  $T$  restrições adicionais à partir da equação (76) com  $E(u_{i2}x_{1it}) = 0$  e  $E(u_{it}x_{1it}) = 0$  para todo  $t = 2, \dots, T$ . todas as restrições lineares à partir das equações de nível (48) são redundantes dado que elas já foram exploradas através das equações das primeiras diferenças. Define-se  $u_i = (u_{i2}, \dots, u_{iT})$  e  $v_i^+ = (\Delta v'_i)'$  onde retiram-se as diferenças dos distúrbios do período  $t = 3$  para  $t = T$  no topo dos distúrbios não diferenciados à partir do período  $t = 2$  a  $t = T$ . Assim, tem-se:

$$v^+ = y^+ - y_{-1}^+ \delta - X^+ \beta \quad (90)$$

Com  $v^+ = (v_1^+, \dots, v_N^+)'$  e  $y^+$ ,  $y_{-1}^+$  e  $X^+$  sendo definido de maneira similar. A matriz dos instrumentos ótimos passa a ser definida como:

$$W_i^+ = \begin{bmatrix} W_i & \dots & 0 \\ \vdots & [x'_{1i1}, x'_{1i2}] & \vdots \\ 0 & \dots & x'_{1iT} \end{bmatrix} \quad (91)$$

Onde  $W_i$  é dado por (92). O estimador de duas etapas é o mesmo de (93) com  $y^+$ ,  $y_{-1}^+$ ,  $X^+$  e  $W^+$  sendo substituídos por  $\Delta y$ ,  $\Delta y_{-1}$ ,  $\Delta X$  e  $W$  respectivamente.

Se  $x_{it}$  é estritamente exógeno, as observações dos períodos anteriores para todos os períodos tornam-se instrumentos válidos nas equações de nível. Porém, dadas aquelas previamente expostas nas primeiras diferenças tem-se apenas  $T$  restrições extras que são expressas como  $E(\sum_{s=1}^T x_{1it}u_{is}/T) = 0$  para  $t = 1, \dots, T$ . Dessa maneira o estimador de duas etapas combinaria as  $(T - 1)$  equações das primeiras diferenças e a média da equação de nível.

Arellano e Bond(1991) propõem um teste de hipóteses de que não existe correlação serial de segunda ordem para os distúrbios das equações das primeiras diferenças. O teste é importante pois, a consistência do estimador GMM reside no fato de que  $E[\Delta v_{it}\Delta v_{i,t-2}] = 0$ . Outro teste sugerido é o teste de sobre identificação das restrições proposto por Sargan representado pela equação:

$$m = \Delta \hat{v} W \left[ \sum_{i=1}^N W_i'(\Delta \hat{v}_i)(\Delta \hat{v}_i)' \right]^{-1} W'(\Delta \hat{v}) \sim \chi_{p-K-1}^2$$

Onde  $p$  representa o número de colunas de  $W$  e  $\Delta \hat{v}$  representa os resíduos da estimação por duas etapas efetuada em (60). O teste de Sargan testa a hipótese nula de que “os instrumentos são exógenos”

#### 4.2 O Estimador por Sistemas de Mínimos Momentos Generalizados de Blundell e Bond

Blundell e Bond (1998) pesquisaram a importância das condições iniciais na geração de estimadores eficientes para os painéis de dados dinâmicos quando  $T$  é pequeno. Considera-se um modelo de painel auto regressivo sem regressores exógenos.

$$y_{it} = \delta_{y_{i,t-1}} + \mu_i + v_{it} \quad (92)$$

Com  $E(\mu_i) = 0$ ,  $E(v_{it}) = 0$  e  $E(\mu_i v_{it}) = 0$  para  $i = 1, 2, \dots, N$ ;  $t = 1, 2, \dots, T$ . Blundell e Bond focaram no caso onde  $T = 3$ , entretanto, existe somente uma condição de ortogonalidade dada por  $E(y_{i1}\Delta v_{i3}) = 0$ , tal que somente  $\delta$  é identificado. Nesse caso, o primeiro estágio da regressão por variáveis instrumentais é obtido através da regressão de  $\Delta y_{i2}$  sobre  $y_{i1}$ . Nota-se que

essa regressão pode ser efetuada com a equação (9.13) no período  $t = 2$  subtraindo-se  $y_{i1}$  em ambos os lados da equação.

$$\Delta y_{i2} = (\delta - 1)y_{i,1} + \mu_i + v_{i2} \quad (93)$$

Desde que  $E(y_{i1}\mu_i) > 0$ ,  $(\delta - 1)$  será viesado para cima com:

$$plim(\hat{\delta} - 1) = (\delta - 1) \frac{c}{c + (\sigma_\mu^2/\sigma_u^2)} \quad (94)$$

Onde  $c = (1 - \delta)/(1 + \delta)$ . O termo de viés equilibra o coeficiente estimado na variável instrumental  $y_{i1}$  a zero. Segundo Blundell e Bond (1998) a estatística  $-F$  da regressão do primeiro estágio da regressão por variáveis instrumentais converge para  $\chi_1^2$  com parâmetro de não centralidade:

$$\tau = \frac{(\sigma_\mu^2 c)^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 c} \rightarrow 0 \quad \text{conforme } \delta \rightarrow 1 \quad (95)$$

Como  $\tau \rightarrow 0$ , o estimador das variáveis instrumentais torna-se eficiente. Atribui-se o viés e a pouca precisão do estimador GMM das primeiras diferenças ao problema dos instrumentos fracos caracterizado pelo parâmetro de concentração  $\tau$ .

O acréscimo de uma restrição estacionária nas condições iniciais possibilita o uso do denominado estimado por Sistema de Mínimos Momentos Generalizados que utiliza as diferenças defasadas de  $y_{it}$  como instrumentos para equações em níveis, em adição aos níveis defasados de  $y_{it}$  como os instrumentos para as equações de primeiras diferenças segundo Arellano e Bover (1995). O Sistema GMM apresenta maior precisão em relação ao GMM de primeiras diferenças conforme  $\delta \rightarrow 1$  e  $\sigma_\mu^2/\sigma_u^2$  aumenta. Por exemplo, para  $T = 4$  e  $\sigma_\mu^2/\sigma_u^2 = 1$  a taxa de variância assintótica do estimador GMM de primeiras diferenças para o Sistema de GMM é 1,75 quando  $\delta = 0$ ; 3,26 quando  $\delta = 0,5$  e aumenta para 55,4 quando  $\delta = 0,9$  demonstrando que os níveis de restrições sugeridos por Arellano e Bover (1995) continuam informativos nos casos onde os instrumentos de primeiras diferenças se tornam fracos. A situação

melhora para o método das primeiras diferenças conforme  $T$  aumenta, porém em séries de tempo curtas e persistentes o estimador de Blundell e Bond oferece soluções com o uso de condições extras de momentos. Esses resultados foram revistos e confirmados por Blundell, Bond e Windmeijer (2000). Através de simulações de Monte Carlo percebeu-se que a inclusão de covariáveis fracamente exógenas resultavam em grande viés e precisão muito baixa quando se utilizam estimadores GMM de primeiras diferenças porém, o sistema de GMM não só melhorou a precisão como reduziu o viés da amostra analisada.

### ANEXO 3 –Empresas estudiadas

<b>Empresas</b>	<b>País</b>
Anadarko	Estados Unidos
Apache	Estados Unidos
BG Group	Austrália
BHP Billinton	Austrália
BP Petroleum	Reino Unido
Cheasapeake	Estados unidos
Chevron	Estados Unidos
CNOOC	China
CNR	Canadá
Conoco Philips	Estados Unidos
Continental	Estados Unidos
Devon Energy	Estados Unidos
DNO	Noruega
Ecopetrol	Colômbia
EnCana	Canadá
ENI	Itália
Exxon Mobil	Estados Unidos
Galp	Portugal
Gazprom	Rússia
Hess	Estados Unidos
Husky Energy	Canadá
Korea Oil Company	Coréia do Sul
Kuwait Petroleum	Kuwait
Lukoil	Rússia
Marathon	Estados Unidos
Naftogaz	Ucrânia
Novatek	Kazaquistão

Occidental Petroleum	Estados Unidos
Origin Energy	Austrália
PDVSA	Venezuela
PEMEX	México
Petrobras	Brasil
Petrochina	China
Petronas	Malásia
Premier Oil	Reino Unido
Qatar Petroleum	Catar
Repsol/YPF	Espanha / Argentina
Rosneft	Rússia
Santos	Austrália
Sasol	África do Sul
Shell	Holanda / Reino Unido
Sinopec	China
Sonatrach	Árgélia
Statoil	Noruega
Tatneft	Rússia
Tesoro Petroleum	Estados Unidos
TNK-BP	Reino Unido / Rússia
Total	França
Towngas	Hong Kong
Tullow Oil	Reino Unido
Ukranafta	Ucrânia
Ultra Petroleum	Estados Unidos
Vintage Petroleum	Estados Unidos
Whiting Petroleum	Estados Unidos
Woodside Petroleum	Austrália

## **ANEXO 4 –Preparação dos dados**

As variáveis especificadas na Equação de Flannery foram retiradas dos balanços anuais consolidados de cada uma das empresas de acordo com a região estudada. Em cada uma das regiões os dados foram organizados em painéis dinâmicos de forma a ser possível o mapeamento da evolução temporal das características que influenciam a velocidade de ajuste das firmas. Os painéis das empresas de petróleo abrangiam os seguintes períodos e empresas:

### Asia e Oceania

De 1999 a 2011: Sinopec;

De 2000 a 2011: CNOOC, Petronas e Santos;

De 2001 a 2011: BHP Billiton, Petrochina e Woodside;

De 2004 a 2011: Korea Oil Company;

De 2005 a 2011: Towngas.

### Bolsa de Nova York

De 1999 a 2011: Anadarko, Apache, Canadian Natural Resources (CNR), Chevron, Conoco Phillips, Devon Energy, Exxon Mobil, Hess, Husky Energy, Marathon, Occidental, PDVSA, PEMEX, Petrobras e Tesoro;

De 2000 a 2011: Chesapeake, Continental e Origin Energy;

De 2001 a 2011: EnCana e Ultra;

De 2003 a 2011: Whiting;

De 2007 a 2011: Ecopetrol.

### Europa

De 1999 a 2011: DNO, Gazprom, Lukoil, Premier Oil, Repsol, Statoil e Tullow Oil;

De 2000 a 2011: BG Group, British Petroleum, ENI, Rosneft e Total;

De 2002 a 2011: Royal Dutch Shell e TNK-BP;

De 2003 a 2011: Naftogaz e Ukranaft;

De 2004 a 2011: Novatek;

De 2005 a 2011: GALP e Tatneft.

## Outras regiões

De 1999 a 2011: Sasol;

De 2001 a 2011: Sonatrach;

De 2003 a 2011: Qatar Petroleum;

De 2005 a 2011: Kuwait Petroleum.

Lembrando que a totalidade das empresas formou os painéis Mundo e Mundo Balanceado ( período 2005-2011).

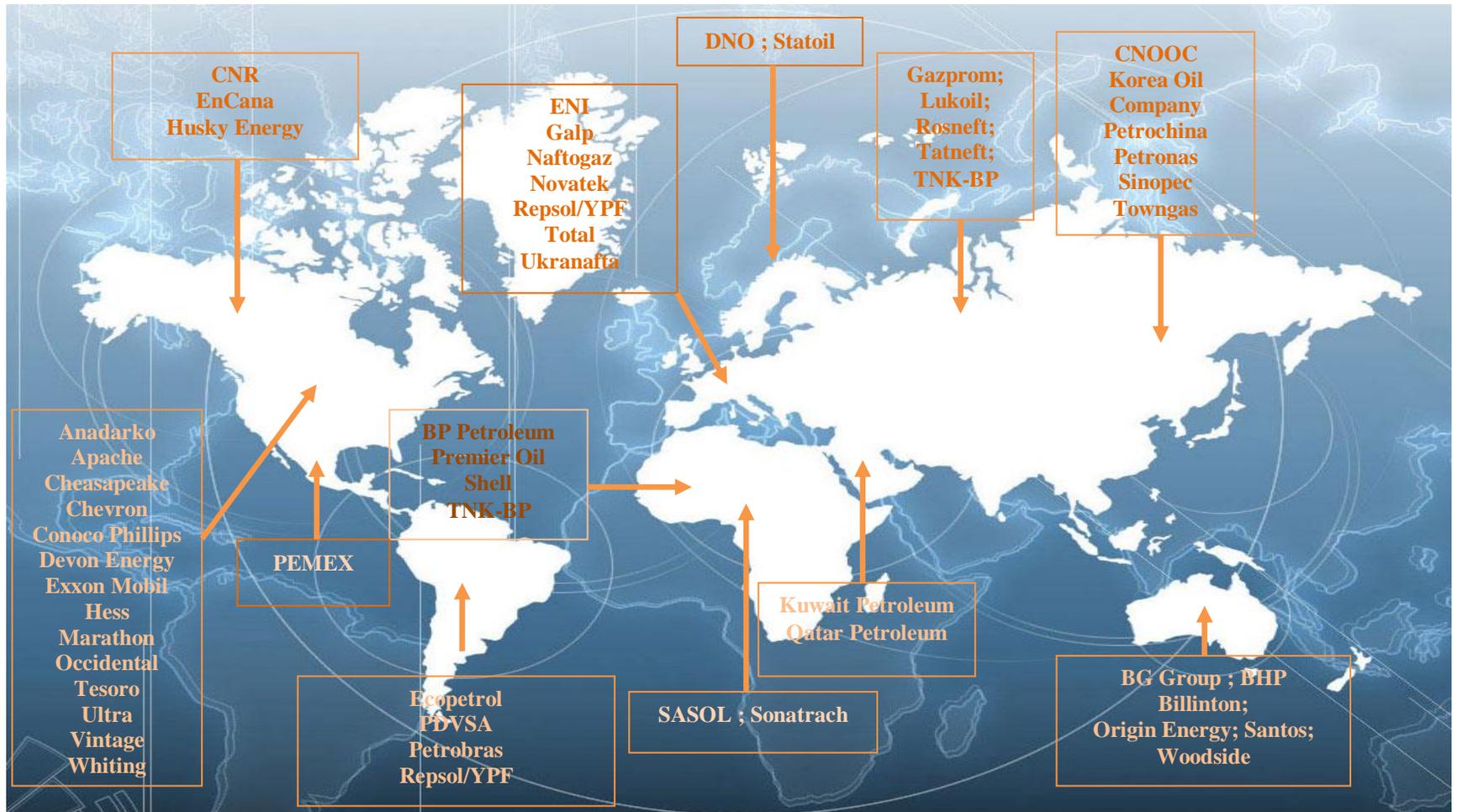


Figura 3: Localização regional das Empresas

