



Dissertação de
Mestrado em Finanças Empresariais

***O efeito janeiro: Uma análise comparativa entre
mercados de economias desenvolvidas e emergentes***

Sandra Cristina Ramos Paiva

Leiria, setembro de 2015

Esta página foi intencionalmente deixada em branco



Dissertação de
Mestrado em Finanças Empresariais

***O efeito janeiro: Uma análise comparativa entre
mercados de economias desenvolvidas e emergentes***

Sandra Cristina Ramos Paiva

Dissertação de Mestrado realizada sob a orientação da Doutora Elisabete Fernanda Mendes Duarte Professora Coordenadora da Escola Superior de Tecnologia e Gestão do Instituto Politécnico de Leiria.

Leiria, setembro de 2015

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

*“A capacidade de recomeçar tudo quantas
vezes forem necessárias faz dos fracos fortes”*

Augusto Cury

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Agradecimentos

Ao terminar esta longa caminhada, resta-me apenas agradecer a quem sempre me incentivou a alcançar os meus sonhos. Neste momento, sei que estou no pico da montanha, mas tal só foi possível com o apoio das pessoas que nunca desistiram de mim. Sendo assim, gostaria de começar a agradecer a quem me acompanhou nesta longa e atribulada viagem.

Em primeiro lugar, quero agradecer à professora e coordenadora de curso Doutora Elisabete Duarte, na qualidade de orientadora desta investigação, por toda a dedicação que teve para comigo, disponibilizando-se sempre para ajudar em tudo o que fosse necessário.

De seguida, agradecer a todo o núcleo de professores do Mestrado em Finanças Empresariais, pelo empenho e dedicação com que me presentearam nas suas aulas. De modo particular, gostaria de agradecer à Doutora Natália Canadas, por ter sempre uma palavra de conforto e estar sempre pronta para ajudar com as suas sábias palavras. Por outro lado, agradeço também à Doutora Lúcia Febra pelos seus conselhos fulcrais e principalmente, por não ter desistido de mim no início desta caminhada. Ao Doutor Pedro Carreira, pela disponibilidade e dedicação que teve para comigo na ajuda da metodologia desta dissertação.

Relativamente aos colegas de curso, um agradecimento muito especial à Ismaela Mendes, ao Ricardo Miguel e ao Alexander Barros pela nossa grande amizade que evoluiu ao longo deste percurso, e pelo apoio incondicional de cada um.

Por último, mas não menos importante, agradeço à minha família que tanto me apoiou nesta longa caminhada, pais, irmã e principalmente ao Rogério Jorge.

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Resumo

Este estudo tem como objetivo identificar a presença de uma anomalia de mercado conhecida por efeito janeiro nos mercados desenvolvidos e emergentes. Para esta análise foram utilizados os índices MSCI *World* e MSCI *Emergents Markets* dos últimos 20 anos (1994-2015). Foi adotada a metodologia de *power ratio* e a regressão linear com recurso a variáveis *dummy*. Os resultados do estudo apontam para a presença do efeito janeiro quer nos mercados desenvolvidos quer nos mercados emergentes, apresentando-se como mais persistente no tempo nos mercados desenvolvidos e mais forte nos mercados emergentes. Para os dois tipos de mercado observa-se, igualmente, um declínio do efeito janeiro, no tempo.

Palavras-chave: Efeito janeiro, MSCI *World*, MSCI *Emergents Markets*, Anomalias de Calendário.

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Abstract

This study has as its main objective identifying the presence of a market anomaly usually known as the January effect, in developed and emerging markets. For this analysis it will be used the *MSCI World Index* and *MSCI Emergents Markets Index* for the past 20 years (1994-2015). We use power ratio methodology and linear regression with *dummy* variables. Our results show the presence of January effect in both developed and emerging markets. However we found that January effect is more persistent in time for developed markets, but it shows higher results in emerging markets. We have also found evidence of a January effect decline, in time, in both of the studied markets.

Keywords: Effect January, MSCI World, MSCI Emergents Markets, Calendar Anomalies.

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Lista de figuras

Figura 1- Evolução do MSCI	35
Figura 2- Mercados Desenvolvidos.....	36
Figura 3- Mercados emergentes	37
Figura 4- Diferença entre rendibilidades do MSCI	41
Figura 5- Média da rendibilidade do MSCI <i>World</i> e MSCI EM por meses.....	43
Figura 6- Esquerda: Método do <i>Power ratio</i> do MSCI <i>World</i> ; Direita: Método do <i>Power ratio</i> do MSCI <i>Emergents Markets</i>	44
Figura 7- Método <i>Power Ratio</i> no índice MSCI <i>World</i> e MSCI <i>Emergents Markets</i>	45
Figura 8- Média total do <i>power ratio</i> com países do MSCI <i>World</i>	47
Figura 9- Média total do <i>power ratio</i> com países do MSCI <i>Emergents Markets</i>	49
Figura 10- Amostra total do <i>power ratio</i> - países.....	49

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Lista de tabelas

Tabela 1- Estudos que identificam o declínio do efeito janeiro	8
Tabela 2- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro – EUA	12
Tabela 3- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Alemanha.....	14
Tabela 4- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Reino Unido.....	15
Tabela 5- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Austrália.....	16
Tabela 6- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Canadá	17
Tabela 7- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Japão	18
Tabela 8- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Hong Kong	19
Tabela 9- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - outros países desenvolvidos	20
Tabela 10- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Índia	25
Tabela 11- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - China.....	26
Tabela 12- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Grécia.....	27
Tabela 13- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Taiwan	28
Tabela 14- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Outros países emergentes	29
Tabela 15- Análise de estatísticas descritivas do MSCI.....	42
Tabela 16- <i>Power Ratio</i> dos países e respetivos índices pertencentes ao MSCI <i>World</i>	46
Tabela 17- <i>Power Ratio</i> dos países e respetivos índices pertencentes ao MSCI <i>Emergents Markets</i>	48
Tabela 18- Resultados MSCI para a hipótese 1	51
Tabela 19- Resultados MSCI para a H2	52
Tabela 20- Resultados MSCI para a H3	53
Tabela 21- Resultados do modelo 5 referente à H1 com análise por países	54
Tabela 22- Resultados do modelo 6 referente à H2 com análise por países	55
Tabela 23- Resultados do modelo 7 referente à H3 com análise por países	56

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Lista de siglas

ASE - *Amman Stock Exchange*

ASX - *Australian Stock Exchange*

BSE - *Bucharest Stock Exchange*

CIP - *Capital International Perspective*

DJCOMP - *Dow Jones Composite*

DJIA - *Dow Jones 30 Industrial Average*

Dow-Jones - *Dow Jones Industrial Average*

EUA - *Estados Unidos da América*

ESG - *Environmental social and governance*

GARCH - *Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity*

HEM - *Hipótese de Eficiência de Mercado*

IDX - *Jakarta Composite index*

IPD - *Investment Property Databank*

MSCI - *Morgan Stanley Capital Index*

MSCI EAFE - *Morgan Stanley Capital Index the Europe, Australasia and Far East*

MSCI EM - *Morgan Stanley Capital Index the Emergent Markets*

NASDAQ - *National Association of Securities Dealers Automated Quotations*

NSE - *National Stock Exchange of India*

NYSE - *New York Stock Exchange Composite*

OCDE - *Organização para a cooperação e desenvolvimento económico*

OLS - *Ordinary Least Squares*

SHA - *Shanghai Composite Index*

SHSE - *Shanghai Stock Exchange*

SZA - *Shenzhen Composite Index*

SZSE - Shenzhen Stock Exchange

S&P500 - Standard & Poors 500

TWSE - Taiwan Stock Exchange

Índice

AGRADECIMENTOS	V
RESUMO	VII
ABSTRACT	IX
LISTA DE FIGURAS	XI
LISTA DE TABELAS	XIII
LISTA DE SIGLAS	XV
ÍNDICE	XVII
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DA LITERATURA	5
2.1. Efeito Janeiro	5
2.2. Declínio do efeito janeiro	7
2.3. Mercados desenvolvidos	10
2.4. Mercados emergentes	22
3. METODOLOGIA	33
3.1. Recolha de dados	33
3.1.1. Caraterização do MSCI	34
3.1.2. Caraterização do índice <i>MSCI World</i>	35
3.1.3. Caraterização do índice <i>MSCI Emerging Markets</i>	36
3.2. Tratamento de dados	37
3.2.1. Rendibilidade mensal	37
3.2.2. Método <i>Power Ratio</i>	38

3.2.3.	Modelos de regressão linear utilizados	39
4.	RESULTADOS EMPÍRICOS	41
4.1.	Estatísticas descritivas	41
4.2.	<i>Power Ratio</i>	44
4.2.1.	MSCI	44
4.2.2.	Países do MSCI <i>World</i> e MSCI <i>Emergent Markets</i>	46
4.3.	Modelos de regressão linear	50
4.3.1.	MSCI	50
4.3.2.	Resultados por países e o seu respetivo índice	54
5.	CONCLUSÕES FINAIS E ESTUDOS FUTUROS	57
	BIBLIOGRAFIA	59
	ANEXOS	65

1. Introdução

Um mercado é considerado eficiente quando não é possível construir uma estratégia de negociação que permita obter rendibilidades anormais (Barucci, 2003).

A Hipótese de Eficiência de Mercados (HEM) foi desenvolvida em Fama (1970). Este autor distinguiu três tipos de eficiência de mercado: Eficiência na forma fraca: Os preços de mercado refletem toda a informação histórica; Eficiência na forma semiforte: os preços de mercado refletem, adicionalmente toda a informação pública; Eficiência na forma forte: os preços de mercado refletem ainda toda a informação privada.

Fama (1970) considera que existem três condições suficientes para que o mercado de capitais seja eficiente: (1) não existirem custos de transação, (2) toda a informação ser gratuita e estar disponível para todos os intervenientes no mercado, (3) existirem expectativas homogêneas por parte dos investidores, no que respeita aos preços dos ativos no mercado.

Para os três tipos de eficiência de mercados, Fama (1991), apresentou o teste da forma fraca, onde se consegue perceber como é que as rendibilidades passadas são refletidas nas rendibilidades futuras; O teste à forma semiforte, servindo este para testar a rapidez com que os preços refletem um anúncio público de informação; e o teste da forma forte, que permite testar como alguns investidores privados, com informações privadas que não são totalmente refletidas nos preços de mercado conseguem obter rendibilidades anormais. Em Fama (1991) são então apresentados: testes para a previsibilidade da rendibilidade (teste à forma fraca), estudos de eventos (teste à forma semiforte) e testes para obter informações particulares (testes à forma forte).

Existem anomalias de mercado sempre que é possível obter rendibilidades anormais. A existência de anomalias de mercado põe em causa a HEM, na medida em que é introduzida a previsibilidade dos preços de mercado, o que possibilita a obtenção de rendibilidades anormais. Algumas das anomalias de mercado referem-se a possíveis sazonalidades nas rendibilidades de ações (Fama, 1991). Entre estes tipos de anomalias estão as designadas anomalias de calendário e entre estas o designado efeito janeiro, também conhecido por “*turn-of-the-year effect*”. Embora não exista nenhuma definição que consiga abarcar todos os seus múltiplos aspetos, podemos considerar que este efeito está presente quando a média da rendibilidade das ações no mês de janeiro é superior à média da rendibilidade dos

restantes onze meses do ano. Este efeito é especialmente visível em rendibilidades de pequenas ações, usualmente analisadas no último dia de dezembro e nos cinco primeiros dias de negociação de janeiro (Fama, 1991; Keim, 1983; Rozeff & Kinney, 1976).

O efeito janeiro não é uma anomalia apenas verificada nas rendibilidades de ações. Schneeweis e Woolridge (1979), Al-Khazali (2001) e Starks *et al.* (2006) encontraram evidências de sazonalidade mensal em obrigações. Rendon e Ziemba (2005) também encontraram a anomalia em estudos aplicados ao mercado de futuros sobre ações.

Estudos recentes mostram, não obstante, que a superioridade das rendibilidades das ações em janeiro, em relação aos outros meses do ano, está a desaparecer. O declínio do efeito janeiro pode representar uma tendência para a existência de uma maior eficiência do mercado. Este facto poderá estar relacionado com a existência de um maior número de investidores experientes e com maiores conhecimentos e informação sobre os mercados, bem como avanços nas tecnologias de informação, que poderão tornar o mercado mais eficiente. No caso particular do efeito janeiro, tal resulta dos investidores utilizarem a informação relativa às sazonalidades de mercado para a gestão das suas carteiras (Gu, 2003; Mehdian & Perry, 2002).

Gu (2003) refere que os mercados desenvolvidos são mais eficientes que os mercados emergentes. Tal facto pode justificar-se também por se admitir que nos mercados mais desenvolvidos a informação flui mais rapidamente e, conseqüentemente é, também, rapidamente incorporada nos preços. Não obstante, alguns autores, como sejam Fountas e Segredakis (2002) consideram que o efeito janeiro não é significativo nos mercados emergentes. Tal significa que a literatura sobre o tema não é consensual.

O objetivo principal deste estudo é verificar se esta anomalia de calendário, o efeito janeiro, existe atualmente ou se houve um declínio nos últimos anos. Adicionalmente pensou-se desenvolver o estudo com o intuito de perceber em que tipo de mercado, desenvolvido ou emergente, o efeito janeiro tem maior prevalência. Assim, para o estudo desta última questão, será desenvolvida uma comparação entre mercados emergentes e mercados desenvolvidos utilizando os índices *MSCI World*, para os países desenvolvidos, e *MSCI Emerging Markets* (MSCI EM), para os países emergentes.

Este estudo tem como grau de inovação, uma análise direcionada para mercados distintos tendo em conta as definições de mercados desenvolvidos e emergentes retiradas da *Morgan*

Stanley Capital Index (MSCI), utilizando, nomeadamente, os seus índices *MSCI World* e *MSCI Emerging Markets*.

Assim, a divisão deste estudo baseia-se na distinção entre mercados emergentes e desenvolvidos. O primeiro estudo que abrangia vários países dentro do mesmo mercado realizou-se em Gultekin e Gultekin (1983) nos mercados desenvolvidos. Os mercados emergentes apresentaram o seu primeiro estudo apenas em Fountas e Segredakis (2002), o que poderá apresentar uma diferenciação de resultados entre ambos os mercados, uma vez que os primeiros estudos não se realizaram no mesmo período de tempo.

Em suma, o presente estudo, passa pela análise faseada de: (1) Se a média das rendibilidades do mês de janeiro é superior aos restantes meses do ano – a questão de investigação subjacente é a existência do efeito janeiro; (2) Se existe declínio do efeito janeiro - a questão de investigação subjacente é a existência de declínio do efeito janeiro, dado que os investidores incorporam esta informação nas suas tomadas de decisão; (3) Se o efeito janeiro está mais presente nos mercados emergentes do que nos mercados desenvolvidos – a questão de investigação subjacente é saber se os mercados desenvolvidos incorporam a informação relativa ao efeito janeiro nos preços dos ativos de uma forma mais eficaz do que os mercados emergentes.

Este trabalho está dividido em cinco secções: Na primeira secção é apresentada a introdução ao estudo, bem como os seus objetivos. Na segunda secção está presente a revisão da literatura, com uma análise a vários estudos empíricos, que tem em conta a divisão entre os estudos efetuados em países desenvolvidos e emergentes. A metodologia utilizada é apresentada na terceira secção. Na quarta secção é feita a apresentação e discussão dos resultados empíricos às hipóteses testadas. A quinta e última secção apresenta as conclusões principais do estudo e algumas sugestões para trabalhos futuros.

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

2. Revisão da Literatura

2.1. Efeito Janeiro

Uma das anomalias de mercado mais tratada na literatura é designada por efeito janeiro. O efeito janeiro foi identificado em Wachtel (1942), quando este examinava os movimentos sazonais do mercado financeiro. Ao realizar um estudo para o índice *Dow-Jones Industrial Average (Dow.Jones)*, referente ao período 1927-1942, o autor percebeu que este índice tinha valorizações muito grandes de dezembro para janeiro, resultando num aumento do preço de mercado no início do ano.

Anos mais tarde, Rozeff e Kinney (1976) vieram comprovar a existência de sazonalidade nas taxas mensais de rendibilidade do índice *New York Stock Exchange (NYSE)*, entre o período de 1901-1974. Com a exceção do período de 1929-1940, estes autores verificaram a existência de diferenças estatisticamente significativas entre as médias das rendibilidades de janeiro em comparação com a maioria dos outros meses.

Keim (1983) ao estudar dez carteiras de ações na *NYSE- AMEX*, ao longo do período de 1963-1979, encontrou uma evidência de que cinquenta por cento da média do prémio de risco era superior nas pequenas empresas quando comparadas com as maiores, devido a rendibilidades anormais obtidas em janeiro. Este autor concluiu, portanto, que o efeito janeiro está relacionado com o efeito dimensão¹, dado que existe uma maior rendibilidade em janeiro nas pequenas empresas quando comparada com as de maior dimensão.

Embora muitos estudos façam uma relação direta entre o efeito dimensão e o efeito janeiro, procurou-se, dentro dos possíveis, para efeitos do presente estudo, isolar os dois efeitos, focando-se no seu essencial, no efeito janeiro.

Gultekin e Gultekin (1983) fizeram uma análise a dezassete países em mercados desenvolvidos entre 1959-1979. Neste estudo, foi observado que onze dos países tinham uma rendibilidade média em janeiro superior aos restantes meses do ano. Os autores referem que o aumento da rendibilidade em janeiro não está relacionado com o efeito dimensão, mas

¹ O efeito dimensão é identificado pela primeira vez em Banz (1981) e consiste no facto de se observar que a média das rendibilidades das pequenas empresas do NYSE eram maiores do que a média da rendibilidade das empresas do NYSE de maior capitalização.

sim com o fim do ano fiscal em cada país. Bhardwaj e Brooks (1992) obtêm a mesma conclusão, argumentando que é o preço das ações que influencia este efeito e não o tamanho da empresa.

Ritter (1988) observou que os movimentos de preços no final do ano das pequenas empresas tendem a estar relacionados com os hábitos de compra e venda dos pequenos investidores. Isto é, a fim de realizar perdas, para efeitos fiscais, os investidores, no mês de dezembro, vendem as ações que diminuíram de preço e depois esperam até janeiro para reinvestir num leque de ações de baixa capitalização.

Embora os fatores fiscais tenham sido apresentados como uma explicação plausível para o efeito janeiro nos Estados Unidos, Haug e Hirschey (2006) descobriram a presença contínua do efeito desde 1987 (mesmo após a aprovação da Lei da Reforma Tributária em 1996)², o que parece enfraquecer esse argumento.

A hipótese mais usual para explicação do efeito janeiro, é o *tax loss selling* (efeito fiscal) (Chen & Singal, 2004; Keim, 1983; Koutianoudis & Wang, 2002; Moller & Zilca, 2008). A fim de reduzirem os impostos sobre as mais-valias líquidas, os investidores, no final de dezembro, vendem os valores nos quais obtiveram perdas. Esta pressão na venda vem contribuir para uma descida dos preços no final do ano. A compra dos ativos após o início do novo ano tem o efeito contrário, ao contribuir para a subida de preços, resultando em grandes rendibilidades em janeiro (Agnani & Aray, 2011).

Os fatores psicológicos subconscientes podem também influenciar o comportamento dos mercados de ações (Anderson *et al.* 2007), o que poderá ser também, um contributo para a persistência desta anomalia.

Outra hipótese avançada é a de que as informações contabilísticas podem ser uma explicação relacionada com a sazonalidade dado o momento de divulgação de informações (Al-Saad & Moosa, 2005). Também Rozeff e Kinney (1976) observaram que o aumento da rendibilidade em janeiro pode ser derivado da quantidade aglomerada de informações contabilísticas que são divulgadas no final do ano, concluindo assim que talvez a sazonalidade seja associada à divulgação de informação contabilística.

² Com a aprovação desta lei, todas as tendências sazonais relacionadas com o pagamento de impostos, deixaram de ocorrer no final do ano, e passaram a ocorrer no final do novo ano fiscal, a 31 de Outubro.

Apesar das explicações alternativas, a justificação do efeito janeiro mais aceite na literatura continua a ser o *tax loss selling*. Não obstante, nalguns países esta hipótese não tem fundamento dadas as suas especificidades fiscais. Por exemplo, Zhang *et al.* (2007) refere que para a China, esta não pode ser uma das justificações do efeito janeiro, uma vez que este país, não tem impostos sobre os ganhos de capital. Também Koutianoudis e Wang (2002), ao analisarem o mercado de ações grego, perceberam que existia evidência do efeito janeiro. Porém, havia a exceção de quando o mercado de ações estava em queda. Isto pode acontecer porque quando o mercado está a descer, os investidores ficam relutantes em comprar as ações que já tinham vendido em dezembro. Tendo em conta que a Grécia não tem nenhum imposto sobre os ganhos de capital, será impossível atribuir que o *tax loss selling* seja uma explicação plausível para a explicação do efeito janeiro.

O efeito janeiro é considerado uma das anomalias de calendário mais persistente nos mercados financeiros. Dados alguns resultados que apareceram recentemente na literatura, é importante perceber a evolução e a persistência desta anomalia ao longo do tempo, e nomeadamente, perceber se esta ainda existe ou se já se extinguiu.

2.2. Declínio do efeito janeiro

Em estudos recentes, aplicados nos principais índices dos Estados Unidos foram encontrados sinais de que o efeito janeiro estaria a entrar em declínio. Tal seria explicado pelo facto de, uma vez detetada e divulgada informação acerca da anomalia, os investidores utilizarem a informação de forma a obter rendibilidades anormais até esgotarem as oportunidades de arbitragem. No estudo de Gu (2003) é evidenciado um declínio no efeito janeiro desde 1988. Para os índices de *Russel 1000*, *Russel 2000*, *Russel 3000* (1988-2000), notou-se uma acentuada queda do efeito. O *Dow Jones 30 Industrial Average* (DJIA) analisado no período de 1929-2000, também refletiu um declínio desde 1930 até 1970. Para contrariar esta tendência, o DJIA e o *S&P500* (*Standard & Poors 500*) (1950-2000), em 1975, 1976 e 1987, em consequência das rendibilidades extremamente elevadas em janeiro, contribuiu para que este efeito se verificasse novamente.

Este declínio do efeito, também foi encontrado por Moller e Zilca (2008) aquando da análise dos índices de *NYSE*, *AMEX* e *NASDAQ* (*National Association of Securities Dealers Automated Quotations*) numa análise ao período de 1927- 2004. Estes concluíram, não

obstante, que nos anos mais recentes (1995-2004), o efeito janeiro tem vindo a desaparecer nos maiores índices bolsistas americanos. Jones e Pomorski (2013) conseguem ser mais específicos referindo que este declínio teve início a partir de 1976 com uma análise aos índices NYSE e AMEX (1962-2011).

Contrariando estes estudos, Haug e Hirschey (2006) encontraram a persistência do efeito, mesmo após a aprovação da Lei da Reforma Tributária de 1996, ao analisarem ações norte-americanas durante o período de 1927-2004, Apesar de contrariar a explicação do efeito através do *tax loss selling*, estes autores concluíram que uma possível explicação passaria pelo facto que muitas empresas mantiveram um período de relato de Janeiro-Dezembro, apesar do novo período de tributação ser de Novembro-Outubro.

Tabela 1- Estudos que identificam o início do ano de declínio do efeito janeiro

Autores	Ano de declínio
Mehdian e Perry (2002)	1987
Gu (2003)	1988
Zhang e Li (2006)	1997
Moller e Zilca (2008)	1995- 2004
Jones e Pomorski (2013)	1976
Shiu <i>et al.</i> (2014)	1997

Fonte: Elaboração Própria

Os estudos analisados identificam que o declínio do efeito janeiro nos mercados desenvolvidos remonta aos anos 90. Alguns estudos presentes na Tabela 1 identificam mesmo o ano de 1987-1988 como o início do declínio (Gu, 2003; Mehdian & Perry, 2002). Os mercados emergentes só a partir desta altura é que começaram a ser analisados quanto a esta anomalia. O facto dos mercados emergentes nunca terem sofrido um declínio como os mercados desenvolvidos, poderá explicar a razão do efeito janeiro estar ainda presente nos mercados emergentes. Contudo, para estes mercados, existe evidência da presença do efeito janeiro mas com valores muito baixos (Couatts *et al*, 2000; Fountas & Segredakis, 2002; Zhang & Li, 2006).

Com a análise de alguns estudos empíricos, referente aos dois mercados em estudo (desenvolvidos e emergentes), observamos que existe evidência para o declínio do efeito janeiro a partir da década de 90, vindo mesmo a desaparecer por completo em alguns países.

A explicação mais provável para este resultado está relacionada com o facto de alguns investidores se terem tornado mais experientes e sofisticados (Moller & Zilca, 2008). Desta forma, já não estão dispostos a comprar ações quando está previsto o pico do efeito janeiro. O declínio também poderá acontecer devido a investidores que são informados e que processam a informação com maior rapidez e menores custos de transação (Kamara, 1997), tornando-se mais conscientes da anomalia e começam a ter em conta as suas operações (Lean *et al.*, 2007).

Através de um estudo ao efeito janeiro, no período de 1976-2011, Jones e Pomorski (2013) concluíram que o ano de declínio desta anomalia se refere a 1976, ano em que Rozeff e Kinney (1976) realizaram um estudo em que identificaram uma maior sazonalidade nas ações em janeiro. Os autores mencionam que possivelmente a investigação académica poderá levar a um declínio da anomalia, tornando os mercados mais eficientes. Marquering *et al.* (2006) concordam e referem que são mesmo os estudos académicos que fazem diminuir as anomalias de mercado.

Esta anomalia poderá ser mais aparente que real. Schwert (2002) refere que o efeito janeiro poderá se ter tornado mais fraco desde que foi retratado pela primeira vez na literatura académica. Porém, algumas estratégias implementadas por investidores para poder ganhar algum proveito anômalo, também poderá ser uma causa do declínio do efeito janeiro.

Outro possível motivo para o declínio, enquadra-se na utilização de um modelo de regressão de variáveis *dummy*. Chien *et al.* (2002) refere que este tipo de modelo pode apresentar resultados injustificáveis, uma vez que não leva em conta o retorno das variações para testar as hipóteses subjacentes. Ao utilizar este tipo de modelo poderá levar a resultados enganadores e concluir que existiu um declínio do efeito janeiro, quando na verdade isso não aconteceu.

Um dos fatores que pode influenciar o declínio é a crise. Segundo Al-rjoub e Alwaked (2010) a média das rendibilidades em janeiro são consistentemente negativas durante as crises financeiras, sendo as pequenas empresas as mais afetadas. As rendibilidades médias em

janeiro durante as crises apresentam valores muito menores que a média da rendibilidade dos restantes meses do ano tendo em conta os períodos de crises financeiras.

2.3. Mercados desenvolvidos

Inicialmente os estudos referentes a esta anomalia foram realizados a índices bolsistas dos Estados Unidos da América (EUA), pois pensava-se que esta anomalia só se verificava neste país. Não obstante, outros autores fizeram estudos posteriores e verificaram que afinal esta anomalia não era exclusiva dos EUA.

Ao analisarem a Bolsa de Nova Iorque entre 1926-1993, Haugen e Jorion (1996) verificaram que o efeito janeiro estava presente durante todo o período. Mais tarde, Mehdián e Perry (2002) voltam a reexaminar o efeito janeiro, utilizando os três maiores índices de mercados dos USA, *Dow Jones Composite* (DJCOMP), o NYSE, e o S&P500, num período pré-crash (1964-1986) e num período pós-crash (1987-1998). No período pré-crash, a evidência do efeito janeiro é encontrado nos três índices bolsistas. Porém, no período pós-crash, as rendibilidades em janeiro são positivas, mas sem significado estatístico, o que indicará que o efeito janeiro poderá já não existir, e assim sendo, já não pode ser considerada uma anomalia de calendário. Não obstante, após analisarem o índice NYSE no período de 1926-1992, Chu *et al.* (2004) concluíram que persistia esta anomalia em ações de baixa capitalização.

Apesar do efeito janeiro ter mais estudos realizados nos EUA, houve alguns autores que decidiram analisar outros países de forma a verificar se de facto esta anomalia se restringia apenas a este país.

Apesar de investigar a rendibilidade média das ações nos EUA, Choudhry (2001) também decidiu analisar as ações na Alemanha e no Reino Unido, durante o período da Pré-Primeira Guerra Mundial. Os resultados mostraram evidências da existência do efeito nos EUA e no Reino Unido. Para a Alemanha o efeito não se verificou. Hillier e Marshall (2002) ao analisarem as ações no Reino Unido, também vieram comprovar que apesar do efeito não ter sido persistente, este tinha ocorrido em cinco anos (1986-1997) da sua análise.

Berges *et al.* (1984) analisaram as ações canadianas, no período de 1951-1980 e verificaram a existência deste efeito. Henker e Paul (2011) também verificaram que o efeito está presente

no mercado australiano no índice *Australian Securities Exchange (ASX)*, no período de dezembro de 1995 a 2001.

Ao analisar a bolsa de valores de Hong Kong, tendo em conta o índice *Hang Seng*, no período de 1 janeiro 1985 a 30 junho 1997, Cheung e Coutts (1999) verificaram que a rendibilidade em dezembro era maior que a rendibilidade em janeiro, o que leva a que não esteja presente o efeito janeiro.

O primeiro estudo internacional foi realizado apenas em mercados desenvolvidos (Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Noruega, Singapura, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido e EUA) em Gultekin e Gultekin (1983), a índices presentes na *Capital International Perspective (CIP)*. Este estudo concluiu que 13 dos 17 países³ em análise verificavam uma elevada sazonalidade entre a média da rendibilidade de cada mês, principalmente na mudança de cada ano fiscal. Verificou-se, ainda, que o mês que tinha as rendibilidades mais altas para a maioria dos países em análise, era o mês de janeiro. Este facto, apenas não se comprovou para a Austrália e para o Reino Unido, sendo que para este último, este fenómeno ocorreu para o mês de abril. Esta situação é explicada pelo facto do início do ano fiscal deste país, ser em abril. Para a Austrália o ano fiscal inicia-se em julho, mas foi o mês de dezembro que obteve maior rendibilidade nas ações em relação aos outros meses.

Ainda no seu estudo, Gultekin e Gultekin (1983), concluíram que o efeito janeiro não se restringia apenas aos EUA e que este, não era encontrado apenas em pequenas empresas, contrariando a teoria de que o efeito dimensão se encontra relacionado com o efeito janeiro.

Agrawal e Tandon (1994) realizaram um estudo no período de 1971-1987 onde foram analisados dezasseis países desenvolvidos (Bélgica, Dinamarca, França, Alemanha, Itália, Luxemburgo, Holanda, Suécia, Suíça, Reino Unido, Hong Kong, Japão, Singapura, Canadá, Austrália e Nova Zelândia) e dois emergentes (Brasil e México) do qual chegaram às mesmas conclusões. A média da rendibilidade do mês de janeiro era superior em praticamente todos os países, com a exceção do Canadá, Dinamarca e Nova Zelândia, que foi no mês de dezembro que obteve rendibilidades mais baixas. A Itália e Hong Kong foram os países que em janeiro, obtiveram as rendibilidades mais elevadas.

³ Não foi detetada sazonalidade nas rendibilidades das ações da Áustria, França e Itália.

Anos mais tarde, com o mesmo objetivo de perceber se esta anomalia limitava-se apenas aos EUA, Silvapulle (2004) realizou um estudo a países pertencentes à Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE) e a alguns emergentes, tendo como amostra um período compreendido entre 1960-1996. Ao analisar países como a Austrália, Canadá, França, Alemanha, Índia, Itália, Japão, Coreia, Malásia, Nova Zelândia, Singapura, Reino Unido e EUA, verificou que o efeito se verificava nestas economias, concluindo também que esta anomalia não era exclusiva só aos EUA.

Para obter uma análise mais detalhada dentro dos mercados desenvolvidos, optou-se por fazer uma análise individualmente de cada país, de forma a conseguir identificar a presença do efeito janeiro mais facilmente. Cada estudo foi analisado tendo em conta, os seus autores e o ano de pesquisa. Optou-se por analisar o horizonte temporal de cada estudo, para se entender a evolução do efeito janeiro ao longo dos anos. Após esta análise, tentou-se perceber se o efeito janeiro poderia ser mais relevante durante um período de pré-crise ou de pós-crise. De forma a considerar todos os aspetos, tivemos ainda em consideração a metodologia utilizada em cada estudo.

O país em que foram realizados mais estudos empíricos sobre esta anomalia de mercado, foi os Estados Unidos da América.

A Tabela 2 apresenta dez estudos empíricos que tiveram como base de estudo os EUA, com uma análise temporal que abrange o período de 1875-2011.

Tabela 2- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro – EUA

Estados Unidos da América						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Haugen e Jorion (1996)	1926- 1993	NYSE	-	Empresas de menor capitalização	Regressões de séries temporais	V
Choudhry (2001)	1875- 1913	-	-	-	Modelo GARCH	V
Mehdian e Perry (2002)	1964-1986	DJCOMP	Pré- crise	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
		NYSE				V

		SP500				V	
		DJCOMP				N/V	
	1987- 1998	NYSE	Pós- crise			N/V	
		SP500				N/V	
Gu (2003)	1929-2000	DOW30		Pós- crise	Empresas de menor capitalização	Método do <i>Power Ratio</i>	N/V
	1950-2000	S&P500					N/V
	1950- 2000	Russel 1000					N/V
	1993-2000	Russel 2000					N/V
	1988-2000	Russel 3000					N/V
Chu <i>et al.</i> (2004)	1926-1992	NYSE	-	Empresas de menor capitalização	Modelo <i>Markov-Switching</i>	V	
Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V	
Haug e Hirschey (2006)	1927-2004	-	-	Empresas de menor capitalização	<i>Fama French Factors</i>	V	
Moller e Zilca (2008)	1927-2004	NYSE	-	-	<i>Trading volume intensity (TVI)</i>	N/V	
		AMEX				N/V	
		NASDAQ				N/V	
Jones e Pomorski (2013)	1962-2011	NYSE	-	Empresas de menor capitalização	CAPM	N/V	
		AMEX				N/V	

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

Ao fazer uma análise aos EUA consegue-se entender que o efeito janeiro presença é detetado de forma contínua até aos finais do século XX. A partir desta altura, o efeito janeiro sofreu um declínio deixando mesmo de ser detetado.

Ao fazerem uma análise com o mesmo período temporal (1927-2004), dois estudos conseguiram obter resultados diferentes relativamente à presença desta anomalia. A justificação plausível para esta situação rege-se pelo facto das metodologias utilizadas serem diferentes, bem como os índices analisados. Moller e Zilca (2008) optaram por analisar três índices (NYSE, AMEX, NASDAQ), percebendo que o efeito já não se verificava.

Contrariamente, Haug e Hirschey (2006) identificaram a presença desta anomalia, para empresas de menor capitalização e com a utilização de uma metodologia diferente.

Avaliando a presença do efeito janeiro no período anterior a uma crise financeira, concluiu-se que este efeito janeiro estava presente, porém para um período posterior à crise o efeito janeiro deixou de estar visível (Mehdian & Perry, 2002). Esta mesma conclusão foi relatada em Gu (2003).

A Alemanha também foi analisada para conseguir entender se a presença deste efeito se verificava neste país. A Tabela 3 apresenta uma abordagem a quatro estudos empíricos, tendo em conta uma análise temporal de 1875-1996.

Tabela 3- **Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Alemanha**

Alemanha						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	N/ V
Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Choudhry (2001)	1875- 1913	-	-	-	Modelo GARCH	N/V
Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

Ao analisar a Alemanha, o efeito janeiro não se verificou em Gultekin e Gultekin (1983) com uma análise através de testes não paramétricos, e em Choudhry (2001) com o modelo *Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH). Porém para os outros dois estudos esta anomalia foi encontrada. Agrawal e Tandon (1994) identificaram o efeito janeiro entre 1971-1987, através de testes não paramétricos. Silvapulle (2004) conseguiu obter num maior período de tempo (1960-1996) a presença do efeito janeiro em testes de *Beaulieu-Miron's*, testes *Franses* e testes LM.

Comparando com os EUA, os estudos empíricos realizados para a Alemanha, não permitem perceber se o efeito janeiro sofreu um declínio ao longo dos anos. Esta situação resulta do facto de todos os estudos terem tido como limite temporal 1996, ano em que nos EUA, se começa a identificar um declínio desta anomalia.

Na Tabela 4, resumem-se a cinco estudos empíricos, aplicados ao Reino Unido, tendo um período temporal de 1875-1997.

Tabela 4- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Reino Unido

Reino Unido						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	N/V
Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Choudhry (2001)	1875- 1913	-	-	-	Modelo GARCH	N/V
Hillier e Marshall (2002)	1986-1997	FTSE 100	-	Empresas de maior capitalização	Regressão linear com variáveis <i>dummy</i>	V
Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

Dos cinco estudos analisados, apenas dois não verificam a existência do efeito janeiro. Este resultado em Choudhry (2001) poderá estar relacionado com o facto da análise temporal ser de à um século atrás (1875-1913), onde a presença do efeito janeiro poderia ainda não estar presente. Os autores optaram por usar este período da Pré- Primeira Guerra Mundial porque nesta altura não havia qualquer forma de tratamento fiscal sobre ganhos e perdas de capital no país. Em Gultekin e Gultekin (1983) foi apresentada uma análise aos índices CIP, apresentando o primeiro estudo internacional e não a um país ou índice bolsista específico.

Neste estudo concluíram ainda que o efeito janeiro estava presente em empresas de maior capitalização.

Nos restantes estudos verifica-se existência do efeito janeiro (Agrawal & Tandon, 1994; Hillier & Marshall, 2002; Silvapulle, 2004). Para este país é preciso também ter em conta que o início do seu ano fiscal é em abril e não em janeiro, como na maior parte dos países.

Para a Austrália a Tabela 5 apresenta uma análise de quatro estudos empíricos, para um período temporal de 1959-2001.

Tabela 5- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Austrália

Austrália						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	N/V
Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V
Henker e Paul (2011)	1995-2001	ASX	-	Empresas de menor capitalização	Regressão linear com variáveis dummy	N/V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

Para os estudos efetuados ao mercado australiano, consegue-se identificar que quando a análise se enquadra num índice específico, o efeito janeiro não está presente (Gultekin & Gultekin, 1983; Henker & Paul, 2011). Por sua vez, os estudos analisados ao país em si e não a nenhum índice específico, identificam a presença do efeito janeiro (Agrawal & Tandon, 1994; Silvapulle, 2004).

Anos mais tarde, Henker e Paul (2011), após uma análise ao ASX, entre um período temporal de 1995- 2001, verificou que esta anomalia já não existia. Este facto poderá estar relacionado com o declínio da anomalia em estudo.

A Tabela 6 apresenta cinco estudos empíricos aplicado ao mercado Canadiano, tendo em conta um período temporal de 1951-1996.

Tabela 6- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Canadá

Canadá						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Berges <i>et al.</i> (1984)	1951- 1980	TSX	-	Empresas de menor capitalização	Análise Estatística de 1º ordem	V
		TMX	-	Empresas de menor capitalização	Análise Estatística de 1º ordem	V
Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	N/V
Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

O Canadá apresentou resultados idênticos aos países já analisados anteriormente. O efeito janeiro esteve presente desde 1951 a 1996, não mostrando sinal de declínio (Berges *et al.*, 1984; Gultekin & Gultekin, 1983; Silvapulle, 2004).

A exceção verificou-se em Agrawal e Tandon (1994) com uma análise através de testes não paramétricos de K-W, onde concluíram que esta anomalia já não se verificava.

A Tabela 7 representa uma análise ao Japão, com quatro estudos empíricos. O seu horizonte temporal é de 1959-2002.

Tabela 7- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Japão

Japão						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V
Lean <i>et al.</i> (2007)	1988-2002	NIKKEI	-	-	Testes <i>Stochastic Dominance (SD)</i>	N/V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

Para o Japão, o efeito janeiro verificou-se nos três primeiros estudos que remetem até ao início da década de 90 (Agrawal & Tandon, 1994; Gultekin & Gultekin, 1983; Silvapulle, 2004) .

Porém, Lean *et al.* (2007) refere que estudos recentes que têm usado dados para a década de 90, revelam um desaparecimento ou um declínio desta anomalia. Como se consegue perceber, os autores conseguiram obter a mesma conclusão.

Para analisar Hong Kong, efetuou-se uma análise a três estudos empíricos. Estes estudos que tiveram um período temporal de 1971-2002 encontram-se descritos na Tabela 8.

Tabela 8- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Hong Kong

Hong Kong						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Agrawal & Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Cheung & Cootts (1999)	1985-1997	Hong Send	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	N/V
Lean et al. (2007)	1988-2002	Hong Send	-	-	Testes <i>Stochastic Dominance</i> (SD)	N/V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

Ao analisar a Tabela 8 verifica-se que o índice *Hong Send*, entre um período de 1985-2002, não verificou qualquer efeito neste país (Cheung & Cootts, 1999; Lean *et al.*, 2007). Porém, no estudo de Agrawal e Tandon (1994), esta anomalia já se verificou. Esta diferença poderá estar relacionada com o facto de neste estudo ter sido analisado o país Hong Kong e não o índice *Hong Send*.

Comparando com resultados dos países analisados anteriormente, outro motivo plausível poderá estar relacionado com o facto de a partir da década de 90, o efeito janeiro ter sofrido um declínio ou conseqüentemente o seu desaparecimento.

De forma a tentar perceber até que país o efeito janeiro estaria presente, considerou-se fazer uma análise empírica a mais alguns países pertencentes aos mercados desenvolvidos.

A Tabela 9 identifica outros onze países desenvolvidos (Bélgica, Dinamarca, Espanha, França, Holanda, Itália, Noruega, Nova Zelândia, Singapura, Suécia e Suíça), enquadrando-se num período de análise de 1959-2002.

Tabela 9- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - outros países desenvolvidos

Outros Países							
Países	Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Bélgica	Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Dinamarca	Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	N/V
Espanha	Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
França	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V
Holanda	Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Itália	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V
Noruega	Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Nova Zelândia	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	N/V
	Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V

Singapura	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V
	Lean <i>et al.</i> (2007)	1988-2002	STI	-	-	Testes <i>Stochastic Dominance</i> (SD)	N/V
Suécia	Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
Suíça	Gultekin e Gultekin (1983)	1959-1979	CIP	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

A Tabela 9 apresenta os restantes países analisados em estudos empíricos cuja literatura foi revista. Tendo em conta cada país, consegue-se perceber que o efeito janeiro se verificou em todos os países, com exceção de três, onde a análise empírica obteve resultados diferentes em relação ao efeito janeiro, Dinamarca, Nova Zelândia e Singapura, em parte do período em análise

Para a Dinamarca, as diferenças encontradas justificam-se pelo período de análise e o índice bolsista em estudo. O primeiro estudo envolveu o índice CIP, tendo um período de 1959-1979 onde se detetou a presença do efeito janeiro (Gultekin & Gultekin, 1983). Porém, o segundo estudo Agrawal e Tandon (1994) não incorpora um índice específico, mas sim ao país, não tendo sido detetada a presença do efeito janeiro.

Na Nova Zelândia, os dois estudos deram resultados contraditórios. Em Agrawal e Tandon (1994) com uma análise entre 1971-1987 foi identificada a presença do efeito janeiro. Porém, em Silvapulle (2004) com um período de análise de 1960-1996 não conseguiram detetar esta anomalia. Esta contradição, possivelmente está relacionada com as metodologias utilizadas em cada estudo. Não obstante, também é necessário ter em conta que no primeiro estudo a análise incorpora o período 1971-1987, ano em que começou a ser detetado o declínio desta

anomalia. Já o segundo estudo prolonga-se até 1996, altura em que alguns estudos efetuados em países desenvolvidos, já apresentavam declínio do efeito janeiro.

Em Singapura, ao analisar-se três estudos empíricos, apenas dois detetaram a presença do efeito janeiro (Agrawal & Tandon, 1994; Silvapulle, 2004). Porém, no terceiro estudo desenvolvido em Lean *et al.* (2007) com uma análise um pouco mais recente (1988- 2002), não se verifica a existência desta anomalia. Comparando este último estudo com os outros dois anteriores, de anos de análise mais antigos, consegue-se mais uma vez perceber que a não verificação do efeito janeiro poderá estar inserida numa situação de início de declínio (ano de 1987) ou mesmo na sua extinção, uma vez que o estudo tem início em 1988.

Os mercados desenvolvidos apresentam metodologias que se destacam com melhores resultados, sendo neste caso as mais analisadas: a metodologia de testes não paramétricos (Agrawal & Tandon, 1994; Gultekin & Gultekin, 1983); a metodologia de regressão linear com 12 variáveis *dummy* correspondentes a cada mês do ano (Cheung & Coutts, 1999; Mehdian & Perry, 2002); e a metodologia de regressão linear com variáveis *dummy* considerando outras variáveis *dummy* (Henker & Paul, 2011; Hillier & Marshall, 2002).

Em resumo, após uma análise aos estudos empíricos referentes aos mercados desenvolvidos, constata-se que o efeito janeiro praticamente se verificou em todos os países. Consegue-se identificar que o efeito tinha uma presença contínua até à década de 90, mas em alguns países, após esta data o efeito janeiro sofreu um declínio e passou mesmo a não se verificar. A maioria destes trabalhos terminam no final do século XX e alguns na década de 90, o que poderá ser uma explicação provável para este desaparecimento.

2.4. Mercados emergentes

O primeiro estudo relativo a vários países emergentes foi realizado por Fountas e Segredakis (2002). Os autores testaram o efeito janeiro e a hipótese de “*tax-loss selling*” usando rendibilidades de ações mensais em dezoito mercados (Argentina, Chile, Colômbia, Grécia, Índia, Jordânia, Coreia, Malásia, México, Nigéria, Paquistão, Filipinas, Portugal, Taiwan, Tailândia, Turquia, Venezuela e Zimbábue) considerando o período de 1987-1995. Estes concluíram que se verificou uma evidência muito fraca a favor da existência do efeito janeiro.

Outros mercados começaram a ser analisados. A República Checa, Eslovénia e Eslováquia obtiveram alguns resultados contraditórios. Em Tonchev e Kim (2004) encontraram uma evidência significativa na rendibilidade das ações da República Checa e da Eslovénia (1999-2003). Porém, para a Eslováquia não se verificou a presença desta anomalia de calendário. Praticamente com o mesmo período temporal de análise (1991-2003) Asteriou e Kavetsos (2006) vêm contradizer estes resultados. A presença do efeito janeiro não era visível na República Checa e na Eslovénia. Contudo, este efeito apareceu positivamente na Eslováquia. Esta contradição poderá estar relacionada com vários aspetos, nomeadamente e, apesar do período de análise entre ambos os estudos coincidir, a amostra e as metodologias abordadas não coincidem. Asteriou e Kavetsos (2006) utilizou como amostra o país e não um índice específico, tendo utilizado um modelo de regressão linear com doze variáveis *dummy*. Já Tonchev e Kim (2004), também utilizaram este modelo inicialmente, mas optaram por usar um modelo GARCH.

Com uma amostra de 1991-2003 para a Lituânia e a Rússia o efeito janeiro não se verificou. Porém, a Hungria, Polónia e Roménia, apresentam resultados positivos a favor desta anomalia (Asteriou & Kavetsos, 2006). Também para a Roménia, Balint e Oana (2012) descobriram que o efeito janeiro ocorreu no índice *Bucharest Stock Exchange* (BSE), antes da crise financeira (janeiro 2003-dezembro 2007). Mas, durante a crise (janeiro 2008-dezembro 2010) o efeito tinha sido observado como estando presente apenas para as empresas romenas com menor valor de capitalização.

Para a Malásia, Taiwan e Tailândia um dos seus estudos apresentou uma fraca evidência do efeito janeiro nas suas ações de cada país (Fountas & Segredakis, 2002). Porém, outro estudo comprovou que o efeito janeiro não estava presente nestes países, bem como para a Indonésia, Japão, Singapura e China (Lean *et al.*, 2007). Apesar do período de tempo de análise ser o mesmo (1988-2002), esta pequena diferença, mais uma vez está presente na metodologia abordada por cada estudo. Fountas e Segredakis (2002) abordaram a amostra através de uma regressão linear com doze variáveis *dummy*, enquanto que Lean *et al.* (2007) utilizaram testes de dominância estocástica. O índice bolsista de Taiwan, *Taiwan Stock Exchange* (TWSE) também foi analisado no período temporal de 1971-2010 (Shiu *et al.* 2014), onde se verificou a presença do efeito janeiro antes da liberalização política. Porém, durante o período 2005-2010, período de pós-liberalização (Grande Recessão), o efeito janeiro sofreu um reverso, onde as rendibilidades em janeiro eram menores em comparação

com os restantes meses. Neste caso como as participações dos investidores institucionais estrangeiros no mercado aumentaram, o efeito janeiro veio a desaparecer.

Índices de países como Brasil, China, Índia, Argentina e Turquia, no período de 1988-2014, foram analisados de forma a detetar a presença do efeito janeiro, concluindo que o efeito estava presente em todos os índices, exceto nos índices do Brasil e da Índia (Guler, 2013).

Para a Índia, no período entre 1987-1995, já se tinha verificado que existia uma evidência do efeito, mas muito fraca (Fountas & Segredakis, 2002). *O Nation Stock Exchange of Índia* (NSE) foi estudado entre 1999-2007, analisando cinco índices indianos (*S&P CNX Nifty*, *CNX Nifty Junior*, *CNX Midcap*, *CNX IT*, *Bank Nifty*), onde se concluiu que esta anomalia estava presente em cada índice (Elango & Pandey, 2008). Mais recentemente, constatou-se que entre o período de março de 2003 a abril 2014, o efeito janeiro existia nas rendibilidades *Nifty*. Porém, para o índice *Nifty Júnior*, não houve nenhuma sazonalidade observada nas rendibilidades indianas em janeiro (Ram & Ramesh, 2014).

A China é um país alvo de vários estudos empíricos. Verificou-se a presença desta anomalia no período de 1991-2012 (Guler, 2013), porém quando se analisa o período de 1991 até 2004 verificava-se a presença do efeito janeiro, mas notava-se que este estava a desaparecer desde 1997 (B. Zhang & Li, 2006). Em Zhang *et al.* (2007) analisaram seis índices chineses, do qual três estão presentes na bolsa de *Shanghai* (*Shanghai Stock Exchange A* (SHSE-A); *Shanghai Stock Exchange B* (SHSE-B); *Shanghai Stock Exchange C* (SHSE-C)), e os outros três na bolsa de *Shenzhen* (*Shenzhen Stock Exchange A* (SZSE-A); *Shenzhen Stock Exchange B* (SZSE-B); *Shenzhen Stock Exchange C* (SZSE-C)). Os autores obtiveram a sua amostra no período temporal de 1992-2003, do qual concluíram que não se verificava o efeito janeiro. Outros índices foram analisados neste país, tendo em conta o índice *Shanghai Composite Index* (SHA), registado na Bolsa de Shanghai, e o índice *Shenzhen Composite Index* (SZA), registado na Bolsa de Shenzhen, não se encontrou nenhuma evidência sobre o efeito janeiro no período de 1994-2006 (Su *et al.* 2011).

Ao investigar as anomalias de preço de mercado de ações na Bolsa de Atenas tendo em conta o efeito janeiro no período de 1986-1996, concluiu-se que os índices analisados detetavam uma presença do efeito, mas menos robusta e persistente do que era o esperado (Coutts *et al.*, 2000; Fountas & Segredakis, 2002). O efeito janeiro também se verificou no índice *Athens Stock Exchange* (ASE), mas apesar de se verificar no período de 1985-2004, não obteve resultados estatisticamente robustos (Al-Khazali, Koumanakos, & Pyun, 2008).

O mercado de ações da Jordânia, (*Amman Stock Exchange (ASE)*), entre o período 1994-2002, não apresentou nenhuma evidência de sazonalidade mensal na rentabilidade das ações nem a favor da hipótese de efeito janeiro (Maghayereh, 2003). Não obstante, ao se analisar esta anomalia no período de 2002-2011, tendo em conta o índice ASE, a sua presença já foi detetada (Alrabadi & AL-Qudah, 2012). Os períodos analisados nos estudos dos mercados emergentes são, genericamente falando, mais recentes do que os que incidem sobre os mercados desenvolvidos. Tal facto leva a que, no caso dos países emergentes, se possa centrar a análise em termos do comportamento do efeito janeiro nos períodos pré e pós crise.

Para obter uma análise mais detalhada dentro dos mercados emergentes, optou-se por fazer uma análise individualmente de cada país, como já tinha sido feita anteriormente nos mercados desenvolvidos. Cada estudo foi analisado tendo em conta, os seus autores, o ano de pesquisa, a metodologia utilizada e o horizonte temporal de cada estudo. O objetivo desta análise é perceber se o efeito janeiro poderia existir mais durante um período de pré-crise ou de pós-crise e se estava mais presente em empresas de maior ou menor capitalização.

O primeiro país cuja literatura foi analisada foi a Índia. A Tabela 10 apresenta uma análise a cinco estudos empíricos, tendo um horizonte temporal de 1987-2014.

Tabela 10- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Índia

Índia						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Fountas e Segredakis (2002)	1987-1995	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V
Elango e Pandey (2008)	1999-2007	S&P CNX Nifty	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
		CNX Nifty Junior				V
		CNX Midcap				V
		CNX IT				V
		Bank Nifty				V

Guler (2013)	1998-2012	Sensex	-	-	Método do <i>Power Ratio</i>	N/V
Ram e Ramesh (2014)	2003- 2014	Nifty	-	-	Regressão linear com variáveis <i>dummy</i>	V
		Nifty Junior				N/V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

Ao observarmos a Índia, podemos verificar que os resultados obtidos nos países desenvolvidos contrariam a análise obtida através da Tabela 10.

A presença do efeito janeiro está identificada em quatro dos estudos analisados (Elango & Pandey, 2008; Fountas & Segredakis, 2002; Ram & Ramesh, 2014; Silvapulle, 2004), porém esta presença é muito fraca.

Apesar de se verificar a sua existência no índice *Nifty*, o efeito janeiro no índice *Nifty Junior* não tem qualquer presença (Ram & Ramesh, 2014). A exceção verifica-se quando o método do *power ratio* é utilizado. Não obstante, quando se analisa o período de 1998-2012, o efeito janeiro não se verifica, o que poderá estar já a apresentar indícios do seu desaparecimento (Guler, 2013).

A Tabela 11 apresenta quatro estudos empíricos, aplicados à China, com um período temporal de 1991-2012.

Tabela 11- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - China

China						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Zhang e Li (2006)	1991- 2004	SHA		Empresas de menor capitalização	Modelo GARCH	V
	1991-2004	SZA	-			V
	1994-2004	ZXA				V
Zhang <i>et al.</i> (2007)	1992-2003	SHSE A	-	-	Modelo GARCH	N/V
		SHSE B				N/V

		SHSE C				N/V
		SZSE A				N/V
		SZSE B				N/V
		SZSE C				N/V
Su <i>et al.</i> (2011)	1994-2006	SHA	-	-	Regressão linear	N/V
		SZA				N/V
Guler (2013)	1991-2012	SSE	-	-	Método <i>do Power Ratio</i>	V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

A China é um país que apresenta quatro estudos com dois resultados diferentes. O efeito janeiro é detetado em Guler (2013) e em B. Zhang e Li (2006). Por sua vez, nos restantes dois estudos esta anomalia não se verificou (Su *et al.*, 2011; Z. Zhang *et al.*, 2007).

O índice SHA e SZA no período de 1991-2004, usando um modelo GARCH, obteve resultados positivos para a presença do efeito janeiro (Z. Zhang *et al.*, 2007). Porém, no período de análise idêntico (1994-2006) e para os mesmos índices bolsistas, concluiu-se que esta anomalia não se verificava (Su *et al.*, 2011). Esta diferença poderá estar relacionada com as diferentes metodologias aplicadas, sendo que neste ultimo estudo, usaram um modelo de regressão linear. A não verificação desta anomalia poderá estar envolvida com o facto de a China não ter impostos sobre ganhos de capital, o que pode influenciar na observação do efeito janeiro (Z. Zhang *et al.*, 2007).

A Tabela 12 apresenta três estudos sobre a Grécia que remontam ao período 1985-2004.

Tabela 12- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Grécia

Grécia						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Coutts <i>et al.</i> (2000)	1986-1996	ASE General	-			V

	1986-1996	ASE Banking	-	-	Regressão linear	V
	1990-1996	ASE Insurance	-	-		V
	1992-1996	ASE Leasing	-	-		V
Fountas e Segredakis (2002)	1987-1995	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
Al-Khazali <i>et al.</i> (2008)	1985-2004	ASE	.	-	<i>Stochastic Dominance</i>	V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

A Grécia apresentou resultados positivos a favor do efeito janeiro. Mas para *Al-Khazali et al.* (2008) e *Coutts et al.* (2000) o índice ASE apresenta resultados positivos sobre esta anomalia, mas muito fracos e não persistentes. Este resultado poderá implicar que esta anomalia está em declínio.

A Tabela 13 apresenta três estudos empíricos aplicados ao Taiwan, num período compreendido entre 1971-2010.

Tabela 13- **Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Taiwan**

Taiwan						
Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Fountas e Segredakis (2002)	1987-2002	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
Lean <i>et al.</i> (2007)	1988-2002	TWSE	-	-	Testes <i>Stochastic Dominance</i> (SD)	N/V
Shiu <i>et al.</i> (2014)	1971-2004	TWSE	-	-	Testes não paramétricos	V
	2005-2010		-			N/V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

Para Taiwan consegue-se detetar diferentes conclusões. Ao analisar o país no período temporal de 1987-2002, através de uma regressão linear com 12 variáveis *dummy*, consegue-se detetar a presença de anomalias no mês de janeiro (Fountas & Segredakis, 2002). Porém, para o mesmo período de análise, mas utilizando o índice *Taiwan Stock Exchange* (TWSE), utilizando testes de dominância estocástica para a sua análise, concluiu-se que não era detetado o efeito janeiro (Lean *et al.*, 2007). Estas diferentes conclusões regem-se pelo facto da metodologia e da amostra serem diferentes.

Consegue-se perceber a evolução do efeito janeiro no índice da bolsa de Taiwan. No período de 1971-2004 a presença do efeito janeiro era visível, contudo em 2005-2010, o efeito janeiro sofreu um declínio e veio mesmo a não se verificar (Shiu *et al.*, 2014). Com esta conclusão, já se consegue encontrar um paralelo com o que se verifica numa parte significativa dos países desenvolvidos cujos estudos empíricos foram analisados no ponto 2.3.

A Tabela 14 apresenta uma análise a outros países pertencentes aos mercados emergentes. Nesta tabela são analisados o Brasil, Chile, Colômbia, Coreia, Filipinas, Hungria, Indonésia, Malásia, México, Polónia, República Checa, Rússia, Tailândia e Turquia.

Tabela 14- Análise dos estudos empíricos sobre o efeito janeiro - Outros países emergentes

Outros Países							
Países	Autores	Horizonte Temporal	Índices	Período Pré-crise/ Pós- crise	Dimensão da Empresa	Metodologia	Efeito Janeiro
Brasil	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Guler (2013)	1994-2012	Bovespa	-	-	Método do <i>Power Ratio</i>	N/V
Chile	Fountas e Segredakis (2002)	1987-2002	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
Colômbia	Fountas e Segredakis (2002)	1987-2002	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
Coreia	Fountas e Segredakis (2002)	1987-2002	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
	Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V

Filipinas	Fountas e Segredakis (2002)	1987-2002	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
Hungria	Asteriou e Kavetsos (2006)	1991-2003	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
Indonésia	Lean <i>et al.</i> (2007)	1988-2002	IDX	-	-	Testes <i>Stochastic Dominance</i> (SD)	N/V
Malásia	Fountas e Segredakis (2002)	1987-1995	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
	Silvapulle (2004)	1960-1996	-	-	-	Testes <i>Beaulieu-Miron's</i> Testes <i>Franses</i> Testes LM	V
	Lean <i>et al.</i> (2007)	1988-2002	FBMKLCI	-	-	Testes <i>Stochastic Dominance</i> (SD)	N/V
México	Agrawal e Tandon (1994)	1971- 1987	-	-	Empresas de maior capitalização	Testes não paramétricos de K-W	V
	Fountas e Segredakis (2002)	1987-1995	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
Polónia	Asteriou e Kavetsos (2006)	1991-2003	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
República Checa	Touchev e Kim (2004)	1999-2003	PX-50 PX-D	-	-	Modelo GARCH	V
	Asteriou e Kavetsos (2006)	1991-2003	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	N/V
Rússia	Asteriou e Kavetsos (2006)	1991-2003	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	N/V
Tailândia	Fountas e Segredakis (2002)	1987-1995	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V
	Lean <i>et al.</i> (2007)	1988-2002	SET	-	-	Testes <i>Stochastic Dominance</i> (SD)	N/V
Turquia	Guler (2013)	1988-2012	BIST100	-	-	Método do <i>Power Ratio</i>	V
	Fountas e Segredakis (2002)	1987-1995	-	-	-	Regressão linear com 12 variáveis <i>dummy</i>	V

Nota: V- Verifica-se o efeito janeiro; N/V- Não se verifica o efeito janeiro; O – significa que a análise não foi efetuada a nenhum índice em particular mas sim ao país.

Fonte: Elaboração Própria

Para o Brasil, Malásia, República Checa e Tailândia consegue-se detetar ao longo dos anos que o efeito janeiro foi sofrendo um declínio, e vindo provavelmente mesmo a extinguir-se. Na Indonésia no índice *Jakarta Composite Index* (IDX) o efeito janeiro também não se verificou (Lean *et al.*, 2007). Tendo em conta os outros países, esta anomalia encontra-se presente, mas com valores muito baixos.

Com a análise dos estudos empíricos referentes ao efeito janeiro nos países emergentes, conclui-se que esta anomalia está presente numa larga maioria de países, embora apresente, com frequência, valores baixos e ainda alguns países onde o efeito janeiro não é observado ou tem apresentado uma tendência a desaparecer.

Ao observar as metodologias utilizadas nos mercados emergentes, destacam-se a metodologia de regressão linear com 12 variáveis *dummy* (Asteriou & Kavetsos, 2006; Elango & Pandey, 2008; Fountas & Segredakis, 2002) e os modelos GARCH (B. Zhang & Li, 2006; Z. Zhang *et al.*, 2007), onde estas foram as mais utilizadas nos estudos analisados.

Comparando os mercados desenvolvidos com os emergentes, é necessário ter em atenção que os estudos apresentados nos mercados desenvolvidos deixaram de estar mais visíveis no final do século XX e ainda alguns na década de 90. Porém para os emergentes, estes estudos ainda continuam a existir sendo os últimos publicados muito recentemente. Esta situação poderá ser uma explicação plausível para o desaparecimento do efeito janeiro nos mercados desenvolvidos e a presença nos emergentes.

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

3. Metodologia

Este trabalho empírico pretende avaliar a existência do efeito janeiro e a sua persistência no tempo, fazendo posteriormente uma comparação da sua dimensão nos mercados desenvolvidos e nos mercados emergentes. Optamos por fazer uma análise a estes dois tipos de mercado dado que não havia ainda nenhum estudo que os relacionasse. Com este objetivo, utilizámos dois índices construídos e divulgados pela *Morgan Stanley Capital* e que visam ser representativos, precisamente dos mercados desenvolvidos, o *MSCI World* e dos mercados emergentes, o *MSCI Emerging Markets*.

Em termos metodológicos, inicialmente é utilizado o rácio *Power Ratio* (Gu, 2003), com o objetivo de verificar a existência e persistência no tempo do efeito janeiro.

Para completar a análise em estudo foi também utilizada a regressão linear com variáveis *dummy*, de acordo com a metodologia desenvolvida em Mehdian e Perry (2002).

Este capítulo estará dividido em dois subcapítulos. Primeiro é apresentada a recolha dos dados, caracterizando cada um dos índices. No segundo subcapítulo é feita uma breve explicação dos modelos utilizados neste estudo.

3.1. Recolha de dados

Para este estudo começámos por procurar um índice que abrangesse os países desenvolvidos e um outro índice os países emergentes. Para uma melhor análise aos dois tipos de mercado em estudo, optámos por encontrar um índice que abrangesse a totalidade dos países em vez de escolher apenas algumas economias principais dentro de cada mercado desenvolvido e emergente. A *Morgan Stanley Capital*, calcula e divulga os índices *MSCI World* – representativo dos mercados dos países desenvolvidos e o *MSCI Emerging Markets* – representativo dos mercados dos países emergentes. Os dados foram retirados da base de dados *datastream*.

Os dados utilizados neste estudo são as cotações dos índices *MSCI World* e *MSCI Emerging Markets*. O período temporal estende-se de 6 de maio de 1994 a 6 de maio de 2015 (22 anos), o que totaliza 10 958 dados.

Para completar a análise, foram ainda retirados da base de dados *datastream*, dados referentes ao mesmo período, para os principais índices⁴ de cada um dos mercados representados nos índices *MSCI World* e *MSCI Emerging Markets*, totalizando 215 233 dados representantes de 42 índices/mercados (22⁵ mercados desenvolvidos e 20⁶ mercados emergentes). Os dados relativos aos mercados desenvolvidos foram constituídos por 116 463 dados, e os dados relativos aos mercados emergentes foram constituídos por 98 770 dados.

3.1.1. Caraterização do MSCI

A MSCI foi uma das empresas pioneiras na criação de índices bolsistas e na gestão de risco. Em 1968, o primeiro conjunto de índices de mercado de ações globais foi criado representando mercados fora dos EUA. Anos mais tarde, em 1986, o *Capital International* adquiriu os direitos da *Morgan Stanley*, e este classificou os índices como *Morgan Stanley Capital International*.

Esta empresa lidera o investimento em ferramentas de apoio à tomada de decisão em todo o mundo, tendo sido criada já há mais de 40 anos, cresceu tanto na sua estrutura orgânica como no fornecimento de produtos e serviços a investidores institucionais. Os seus produtos e serviços, incluindo índices de desempenho, análise de riscos da carteira e pesquisa de dados ESG (*environmental social and governance*), são oferecidos através das suas marcas reconhecidas internacionalmente – Barra⁷, RiskMetrics⁸ e IPD (*Investment Property Databank*)⁹. Atualmente a construção e manutenção dos índices MSCI, incluindo todas as

⁴ Os índices bolsistas foram selecionados de acordo com o [investing.com: pt.investing.com/indices/%C3%8Dndices-mundiais?majorIndices=on](http://investing.com/pt/investing.com/indices/%C3%8Dndices-mundiais?majorIndices=on) consultado dia 28 de dezembro de 2014.

⁵ De acordo com o MSCI, o índice que representa os mercados desenvolvidos engloba 23 países, mas nesta análise apenas se utilizou 22 países, uma vez que para a Noruega (Oslo OBX) não se conseguiu obter dados relativamente a este índice.

⁶ De acordo com o MSCI, o índice que representa os mercados emergentes engloba 23 países, mas nesta análise apenas se utilizou 20 países, uma vez que para o Brasil (Ibovespa), Polónia (WIG 20) e Qatar (QE) não se conseguiu obter dados.

⁷ Adquirida em 2004, fornecedora de análise de rendimentos de carteira, tem diversos produtos como por exemplo, Barra *Aegis*, Barra *Open Optimizer*, Barra *Portfolio Manager*.

⁸ Adquirido em 2010, é um fornecedor de gestão de riscos de produtos e serviços do governo, sendo também pioneiro nas políticas baseadas nas recomendações de votos.

⁹ Adquirida em 2012, é uma provedora líder de imóveis *benchmarking* de desempenho de investimentos, análise de desempenho, índices de mercado, entre outros.

adições e exclusões, é da responsabilidade total e exclusiva de *Capital International Perspective SA*.

Desde 1969 que os índices MSCI têm vindo a crescer, sendo que os mais conhecidos são o índice *MSCI World* e o *MSCI EAFE (Europe, Australasia and Far East)*¹⁰. Estes índices são utilizados como índices de referência da forma como são medidas as carteiras de ações, porém estes também são usados como base de produtos de investimento (por exemplo: fundos de índices; fundos negociados em bolsa).



Figura 1- Evolução do MSCI

Fonte: Portal do MSCI¹¹

3.1.2. Caraterização do índice *MSCI World*

O índice *MSCI World* foi lançado em 1969, tendo como base 16 países. Atualmente, este é constituído por 23 países de mercados desenvolvidos, envolvendo as grandes e médias empresas de vários setores. O índice abrange cerca de 85% de capitalização de mercado livre ajustado em cada país¹², sendo este projetado para medir o desempenho dos mercados desenvolvidos nos mercados de ações.

Os mercados desenvolvidos atualmente incluídos no *MSCI World* pertencem aos países presentes na Figura 2.

¹⁰ Índice representante de todos os mercados desenvolvidos, excetuando os EUA e o Canadá, identificando os 21 maiores índices MSCI da Europa, Austrália e sul da Ásia.

¹¹ Fonte: www.msci.com/about/, consultado em 16 de março 2015

¹² Consultado em www.msci.com/products/indexes/country_and_regional/dm/ em 13 de novembro de 2014

Developed Markets		
Americas	Europe & Middle East	Pacific
Canada	Austria	Australia
United States	Belgium	Hong Kong
	Denmark	Japan
	Finland	New Zealand
	France	Singapore
	Germany	
	Ireland	
	Israel	
	Italy	
	Netherlands	
	Norway	
	Portugal	
	Spain	
	Sweden	
	Switzerland	
	United Kingdom	

Figura 2- Mercados Desenvolvidos

Fonte: www.msci.com/products/indexes/country_and_regional/dm/ - consultado em 13 de novembro de 2014

3.1.3. Caraterização do índice *MSCI Emerging Markets*

O índice *MSCI Emerging Markets* foi o primeiro índice global de países emergentes, que foi lançado originalmente em 1988, com apenas 10 países que representavam menos de 1% do valor da capitalização de mercado no mundo. Atualmente, o índice abrange 23 países emergentes, envolvendo médias e grandes empresas, com cerca de 85% de capitalização de mercado livre ajustado em cada país, sendo este projetado para medir o desempenho dos mercados emergentes nos mercados de ações.¹³

Os mercados emergentes atualmente incluídos no *MSCI Emerging Markets* pertencem aos países presentes na Figura 3.

¹³ Consultado em www.msci.com/products/indexes/country_and_regional/em/ em 13 de novembro de 2014



Figura 3- Mercados emergentes

Fonte: www.msci.com/products/indexes/country_and_regional/em/ - consultado em 13 de novembro de 2014

3.2. Tratamento de dados

Neste subcapítulo será dado ênfase ao tratamento dos dados. Inicialmente vamos dar uma breve importância à rentabilidade mensal que utilizaremos neste estudo. Seguidamente será analisado o método do *Power Ratio* desenvolvido por Gu (2003). O último ponto deste capítulo será o tratamento do modelo de regressão linear que utilizaremos neste estudo. Este último assenta no modelo desenvolvido por Mehdian & Perry (2002), que aborda o efeito janeiro através de uma regressão linear com doze variáveis *dummy*. O ajuste linear dos dados recolhidos às expressões utilizadas será obtido pelo método OLS (*Ordinary Least Squares*).

3.2.1. Rentabilidade mensal

A rentabilidade em janeiro e nos outros meses é calculada através de logaritmos diferenciais naturais dos preços de fecho diários:

$$R_t = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \quad (1)$$

Onde:

R_t – rendibilidade no mês t .

P_t - valor de fecho do índice do último dia do mês t ;

P_{t-1} – valor de fecho do índice do primeiro dia do mês t ;

3.2.2. Método *Power Ratio*

O método *Power Ratio* foi desenvolvido por Gu (2003) para uma análise a mercados desenvolvidos e mais tarde usada por Guler (2013) em mercados emergentes.

Para calcular a rendibilidade anual de Janeiro com logaritmos são usadas as seguintes expressões de acordo com Gu (2003):

Para a rendibilidade em janeiro (R_j):

$$R_j = (1 + \text{rendibilidade de janeiro})^{12}, \quad (2)$$

Para a rendibilidade média mensal do ano (R_y):

$$R_y = (1 + \text{rendibilidade média mensal do ano}), \quad (3)$$

O rácio de *power ratio* (Gu, 2003) é, então:

$$\text{Power ratio} = \frac{R_j}{R_y} \quad (4)$$

Onde:

$R_j / R_y = 1$, a rendibilidade em janeiro é idêntica à rendibilidade média mensal do ano;

$R_j / R_y > 1$, a rendibilidade em janeiro é maior do que a rendibilidade média mensal do ano;

$R_j / R_y < 1$, a rendibilidade em janeiro é inferior à média da rendibilidade mensal do ano.

3.2.3. Modelos de regressão linear utilizados

Para o estudo das hipóteses definidas para o presente estudo, optámos por criar três modelos que se adequassem a esta situação, uma vez que nenhum estudo se adequava na íntegra ao que se pretendia, fazendo adaptações ao modelo desenvolvido por Mehdián e Perry (2002).

Para testar a primeira hipótese (H1): A média de rendibilidade do mês de janeiro é superior aos restantes meses do ano - optou-se por criar um modelo onde se apresentava uma variável *dummy* referente ao mês de janeiro, Este modelo permite igualmente verificar se o efeito janeiro está presente nos dois grupos de mercados em estudo.

O modelo é apresentado da seguinte forma:

$$R_{it} = \alpha + \beta_i D_{\text{janeiro}_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Onde:

R_{it} – Rendibilidade mensal do índice i , com $i=1,2$ (1 a representar o *MSCI World* e 2 a representar *MSCI Emerging Markets*), do mês t ;

D_{janeiro} – é uma variável *dummy* criada para testar o efeito janeiro. Neste caso $D=1$, se a observação do grupo i da data t se refere ao mês de janeiro, e $D=0$, caso contrário.

ε_{it} – termo de erro;

α e β - é dado pelo ajuste dos dados com o método OLS.

Para testar a segunda hipótese (H2): Existe declínio do efeito janeiro - decidiu-se criar um modelo onde está presente uma variável *dummy* que representa uma década. A análise empírica efetuada no capítulo anterior demonstra que, na generalidade dos países, e muito particularmente dos países desenvolvidos, o efeito janeiro sofreu um declínio a partir da década de 90. Dado que o presente estudo abrange um período posterior ao identificado na literatura como o início do declínio, optou-se por fazer uma análise aos últimos 20 anos que dividisse o período em dois subperíodos: 1994-2004 e de 2005-2015. A análise pretende, assim, verificar se o efeito janeiro tem vindo a perder intensidade ao longo das duas últimas décadas.

O modelo é apresentado da seguinte forma:

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 D_{\text{janeiro}_{it}} + \beta_2 D_{\text{janeiro}_{it}} D_{\text{década}_{2005-2015_{it}}} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Onde:

R_{it} – Rendibilidade mensal do índice i , com $i=1,2$ (1 a representar o *MSCI World* e 2 a representar *MSCI Emerging Markets*), do mês t ;

$D_{janeiro}$ - é uma variável *dummy* criada para testar o efeito janeiro. $D1=1$, se a observação do grupo i , na data t , se refere ao mês de janeiro, e $D=0$, caso contrário.

$D_{década}$ (2005- 2015) - é uma variável *dummy* criada para testar o declínio do efeito janeiro. $D1=1$, se a observação do grupo i , na data t , se refere ao período de 2005-2015, e $D=0$, caso contrário.

ε_t – termo de erro;

α e β - é dado pelo ajuste dos dados com o método OLS.

Para a terceira hipótese (H3): O efeito Janeiro existe de forma mais marcada nos últimos 20 anos nos mercados emergentes, do que nos mercados desenvolvidos) foi criada uma variável *dummy* ($D_{desenvolvidos}$) para testar em qual mercado o efeito janeiro é mais forte.

O modelo é apresentado da seguinte forma:

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 D_{janeiro_{it}} + \beta_2 D_{janeiro_{it}} D_{desenvolvidos_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Onde:

R_{it} – Rendibilidade mensal do índice i , com $i=1,2$ (1 a representar o *MSCI World* e 2 a representar *MSCI Emerging Markets*), do mês t ;

$D_{janeiro}$ - é uma variável *dummy* criada para testar o efeito janeiro. $D1=1$, se a observação do grupo i , na data t , se refere ao mês de janeiro, e $D=0$, caso contrário.

$D_{desenvolvidos}$ - é uma variável *dummy* criada para testar se o efeito janeiro tem mais força nos desenvolvidos. Onde $D1=1$, se a observação do grupo i na data t , se refere aos países desenvolvidos, e $D=0$, caso contrário.

ε_t – termo de erro;

α e β - é dado pelo ajuste dos dados com o método OLS.

4. Resultados Empíricos

4.1. Estatísticas descritivas

O presente estudo pretende, pois, analisar a existência e a persistência do efeito janeiro e a forma como tem impacto nos países desenvolvidos e emergentes. Neste sentido, o nosso estudo, tal com atrás é referido, tem como amostra, os dados recolhidos dos índices *MSCI World* e *MSCI Emerging Markets* entre 6 de maio de 1994 a 6 de maio de 2015. A rendibilidade mensal, média no ano, foi calculada através de logaritmos diferenciais naturais dos preços de fecho diários, utilizando a Equação 3.

Para melhor compreender a distribuição por país, é feita uma análise por cada país presente nos índices para conseguir ter uma maior abrangência quanto aos resultados de análise à existência do efeito janeiro. Tenta-se, igualmente, identificar quais os países que verificam com maior incidência esta anomalia de calendário.

No início da nossa análise é importante perceber a diferença que existe entre os dois índices em estudo. A Figura 4 apresenta a diferença entre a rendibilidade obtida do índice *MSCI World* e do índice *MSCI Emerging Markets (MSCI EM)*.

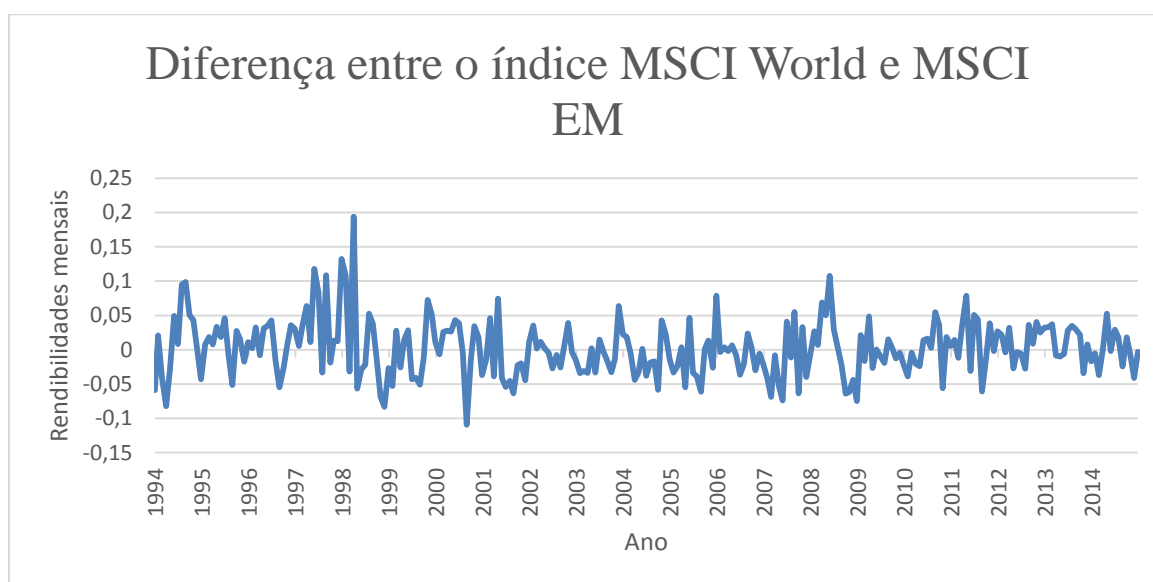


Figura 4- Diferença entre rendibilidades do MSCI

Caso a rendibilidade do índice *MSCI World* fosse maior que do índice *MSCI EM* significaria que este gráfico obteria dados positivos. Caso contrário o gráfico obteria resultados negativos. A Figura 4 apresenta uma diferença de 0,001 (em média) entre os dois índices em

causa. Desta situação pode-se concluir que a rendibilidade do índice *MSCI World* é muito idêntica à rendibilidade do índice *MSCI EM*, uma vez que o resultado foi de aproximadamente zero.

A Tabela 15 apresenta o sumário das estatísticas descritivas analisadas no período temporal de 1994 a 2015.

Tabela 15- **Análise de estatísticas descritivas do MSCI**

<i>Momentos estatísticos</i>	<i>MSCI WORLD</i>	<i>MSCI EM</i>
<i>Média</i>	0,003	0,001
<i>Mediana</i>	0,007	0,008
<i>Desvio-Padrão</i>	0,042	0,066
<i>Mínimo</i>	-0,143	-0,337
<i>Máximo</i>	0,120	0,149
<i>Curtose</i>	0,589	2,894
<i>Assimetria</i>	-0,575	-0,029

Fonte: Elaboração própria

Ao analisar os principais momentos estatísticos consegue-se perceber que os dois índices têm resultados muito idênticos, o que vem coincidir com a conclusão da Figura 4.

O índice *MSCI World* apresenta uma média de 0,003, sendo o valor médio maior ao do *MSCI EM* (0,001). A mediana para ambos os índices apresenta valores superiores à média. Esta situação poderá ser explicada pela existência de rendibilidades negativas. Observando o valor mínimo para o índice dos mercados desenvolvidos (-0,143) e para o dos mercados emergentes (-0,337), consegue-se perceber esta situação. Outra explicação para esta situação, é o facto de não existir uma grande discrepância de resultados entre as rendibilidades, uma vez que o valor máximo de cada índice é de 0,120 (*MSCI World*) e 0,149 (*MSCI EM*). Com estes resultados a média não consegue apresentar valores superiores à mediana. O valor do desvio-padrão, também não apresenta resultados muito significativos, uma vez que este apresenta resultados baixos, ou seja, os valores tendem a estar mais próximos da média. Ressalva-se que para cada mercado existe uma assimetria negativa. Assim, verifica-se que a assimetria do *MSCI World* se cifra em -0.575, sendo que para o *MSCI EM* a assimetria é de -0.029. Ao mesmo tempo, regista-se uma distribuição mais achatada, designada de leptocúrtica (curtose (K) =3 > 0). Desta forma, para os mercados desenvolvidos a curtose é de 0.589, ao passo que para os mercados emergentes o valor da curtose se fixa em 2.894.

Para integrar o efeito janeiro, nesta análise de dados, a Figura 5, apresenta a média da rendibilidade dos dois índices em estudo, apresentando uma análise tendo em conta o mês de janeiro e os restantes meses do ano.

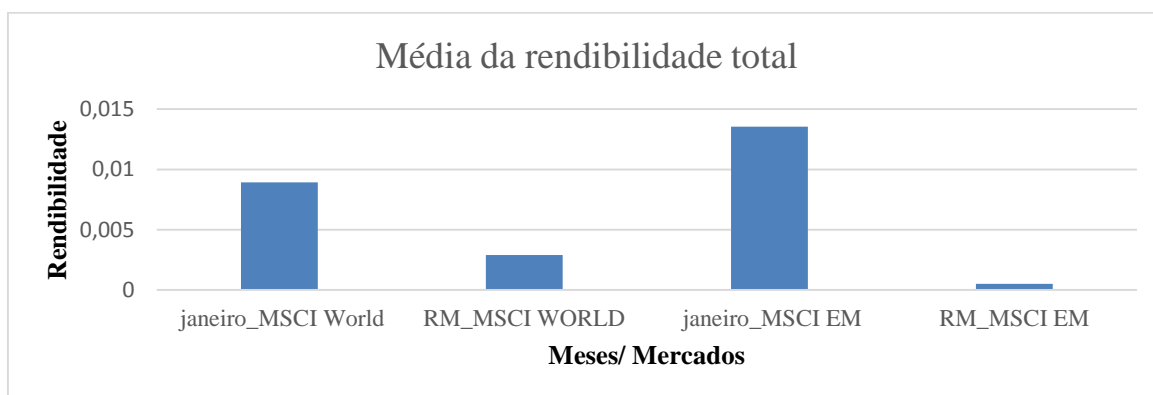


Figura 5- Média da rendibilidade do MSCI World e MSCI EM por meses

Como se pode observar o mês de janeiro tendo em conta estes últimos 22 anos, apresenta uma média da rendibilidade superior à média da rendibilidade dos restantes meses do ano para os dois índices em estudo. Isto significa que poderá existir a presença do efeito janeiro.

Tendo em conta os dois mercados, consegue-se perceber que o efeito janeiro verifica-se mais nos mercados emergentes, do que nos mercados desenvolvidos, uma vez que a média da rendibilidade do mês de janeiro do *MSCI EM* é mais elevada do que a do índice *MSCI World*.

As figuras do anexo 1 apresentam a média das rendibilidades dos índices *MSCI World* e *MSCI EM* no decorrer dos 22 anos, de forma a tentar perceber a sua evolução. Com uma análise de 1994 a 2015, a média das rendibilidades dos dois mercados, apresentou várias tendências ao longo dos anos, apresentando declínios muito visíveis em 2003 e 2008 para o índice dos mercados desenvolvidos (-0,053 e -0,093 respetivamente) e para o índice *MSCI EM* em 2008 (-0,148). Numa forma geral, consegue-se encontrar indícios da prevalência do efeito, conseguindo alcançar rendibilidades mais elevadas nos mercados emergentes.

4.2. Power Ratio

4.2.1. MSCI

A metodologia do *Power Ratio* (Gu, 2003) foi utilizada para cada índice individualmente de forma a conseguir ter uma melhor comparação. Os resultados obtidos através do método em causa estão presentes no Anexo 2 e sumarizados nas figuras 6 e 7, que se seguem.

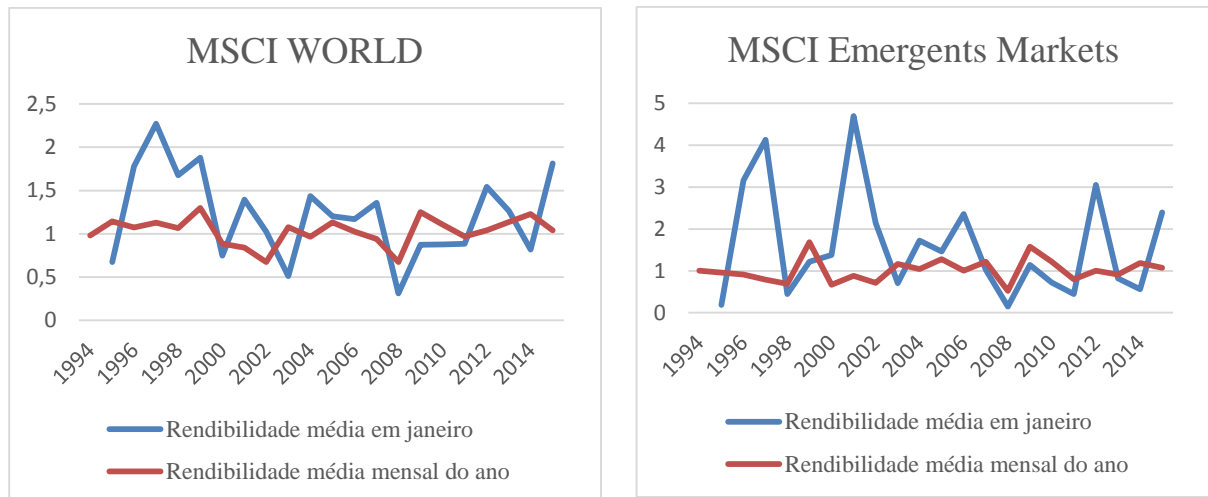


Figura 6- Esquerda: Método do Power ratio do MSCI World; Direita: Método do Power ratio do MSCI Emergents Markets

Fonte: Elaboração própria

Através da Figura 6, consegue-se verificar que para os mercados desenvolvidos a rendibilidade em janeiro apresenta resultados superiores em comparação com os restantes meses do ano. Observando o lado direito, esta apresenta resultados idênticos para o efeito janeiro para os países emergentes.

A comparação do *Power Ratio* para os dois tipos de mercado, pode ser observada na figura seguinte.

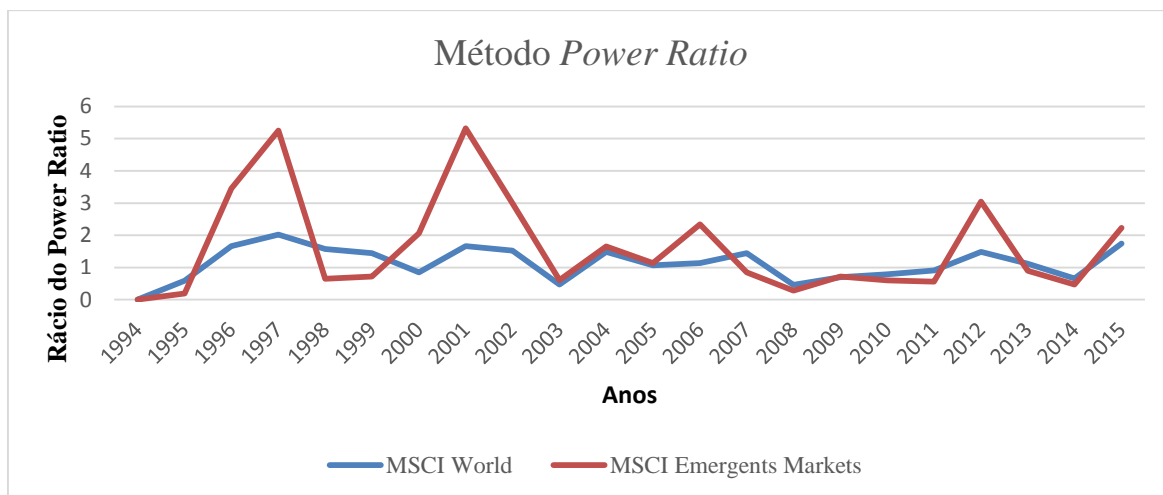


Figura 7- Método Power Ratio no índice MSCI World e MSCI Emergents Markets

Para os mercados desenvolvidos consegue-se perceber que o método do *power ratio* alcançou praticamente sempre valores superiores a 1, ou seja a média da rendibilidade em janeiro foi maior que a média da rendibilidade dos restantes meses do ano nestes últimos anos alcançando mesmo em 1997 um total do rácio de 2,02.

Para os mercados emergentes consegue-se verificar praticamente o mesmo, mas com valores muito superiores a 1. Para o ano de 1996 e 1997 apresenta valores a rondarem os 3,45 e 5,25, o que revela uma forte presença do efeito janeiro, uma vez que a rendibilidade em janeiro é muito superior à rendibilidade dos restantes meses do ano. O ponto mais alto neste mercado, nos anos em análise, foi o ano de 2001 que apresentou um rácio de 5,319. A partir desde ano nota-se uma diminuição drástica de 2001 a 2003, alcançando mesmo neste último ano um rácio de 0,606, indicando que não se verificou a presença do efeito janeiro.

Tendo em conta a análise dos dois índices, os dois mercados de 1994 a 2007, apresentam várias oscilações com vários aumentos e diminuições, mas identificando sempre a presença do efeito janeiro, uma vez que o rácio destes anos apresenta um resultado sempre superior a 1. De 2007 a 2011 o *power ratio* apresenta um resultado inferior a 1, o que indica que a média da rendibilidade em janeiro foi inferior à média dos restantes meses do ano. Esta conclusão indica um declínio significativo da presença do efeito janeiro neste período em análise. De 2011 a 2012 volta-se a verificar que o *power ratio* apresenta novamente um valor total superior a 1, o que indica novamente a presença do efeito janeiro. 2013 e 2014 vêm indicar um novo declínio do efeito janeiro. O contrário é apresentado em 2015, mas esta conclusão poderá não ser credível, uma vez que para o ano de 2015 os dados só foram analisados até maio.

Tendo em conta este método, consegue-se perceber que num total de 22 anos, o índice *MSCI World* evidencia a presença do efeito janeiro em 13 anos da análise (*power rácio* >1). Para o índice *MSCI EM*, o efeito janeiro é encontrado em apenas 10 anos. Com esta conclusão, consegue-se perceber que existe uma presença mais clara do efeito janeiro nos mercados desenvolvidos do que nos emergentes. Porém, a presença do efeito janeiro nos mercados emergentes é muito mais forte, uma vez que o *power ratio* apresenta resultados muito mais elevados do que nos mercados desenvolvidos, alcançando valores que chegam a rondar os 5,319 em 2001 e 5,249 em 1997.

4.2.2. Países do *MSCI World* e *MSCI Emergent Markets*

Com o mesmo método desenvolvido por Gu (2003), considerou-se importante realizar uma análise aos 22 mercados desenvolvidos e aos 20 mercados emergentes, de forma a tentar perceber qual o país, dentro de cada mercado, era o mais afetado pelo efeito janeiro.

A Tabela 16 apresenta os resultados referentes aos países que integram os mercados desenvolvidos.

Tabela 16- *Power Ratio* dos países e respetivos índices pertencentes ao *MSCI World*

<i>Países</i>	<i>Índices</i>	<i>Período de Análise</i>	<i>Total de anos</i>	<i>Power Ratio >1</i>
<i>Alemanha</i>	DAX 30	06/05/1994 – 06/05/2015	22	13/22
<i>Austrália</i>	ASX 200	06/05/1994 – 06/05/2015	22	14/22
<i>Áustria</i>	ATX	06/05/1994 – 06/05/2015	22	13/22
<i>Bélgica</i>	BEL 20	06/05/1994 – 06/05/2015	22	12/22
<i>Canadá</i>	S&P TSX Composite	06/05/1994 – 06/05/2015	22	12/22
<i>Dinamarca</i>	OMXC 20	06/05/1994 – 06/05/2015	22	13/22
<i>Espanha</i>	IBEX 35	06/05/1994 – 06/05/2015	22	11/22
<i>EUA</i>	S&P 500	06/05/1994 – 06/05/2015	22	13/22
<i>Finlândia</i>	OMXH	06/05/1994 – 06/05/2015	22	11/22
<i>França</i>	CAC 40	06/05/1994 – 06/05/2015	22	12/22
<i>Hong Kong</i>	Hang Seng	06/05/1994 – 06/05/2015	22	8/22
<i>Holanda</i>	AEX	06/05/1994 – 06/05/2015	22	13/22
<i>Irlanda</i>	ISEQ	06/05/1994 – 06/05/2015	22	15/22
<i>Israel</i>	TA 100	06/05/1994 – 06/05/2015	22	11/22
<i>Itália</i>	FTSE MIB	01/01/1998 – 06/05/2015	19	13/19

Japão	NIKKEI 225	06/05/1994 – 06/05/2015	22	11/22
Nova Zelândia	NZX 50	01/01/2001 – 06/05/2015	16	10/16
Portugal	PSI 20	06/05/1994 – 06/05/2015	22	15/22
Reino Unido	FTSE 100	06/05/1994 – 06/05/2015	22	14/22
Singapura	STI	01/09/1999 – 06/05/2015	17	9/17
Suécia	OMXS 30	06/05/1994 – 06/05/2015	22	11/22
Suíça	SMI	06/05/1994 – 06/05/2015	22	9/22

Fonte: Elaboração própria

Como se pode observar, a maioria dos países em análise, apresentam um *power ratio* superior a 1, o que indica a presença do efeito janeiro. Porém, existem dois países do qual isso não se verificou. Para Hong Kong, em 22 anos, apenas 8 apresentaram um *power ratio* superior a 1. Já para a Suíça, o efeito janeiro teve presença em apenas 9 anos.

Os países onde se deteta uma maior presença do efeito janeiro, alcançando um total de 15 anos, foram Portugal e Irlanda.

Israel em 1997 apresentou um rácio de 9,606, o que indica uma forte presença do efeito janeiro neste país. Japão e Singapura também alcançaram valores muito elevados, tendo o índice japonês atingido em 1998 um rácio de 5,464. Para Singapura, este obteve um rácio de 7,019 em 2002.

A Figura 8 apresenta a média total que o *power ratio* obteve ao longo destes 22 anos em cada índice bolsista correspondente a cada país pertencente aos mercados desenvolvidos.

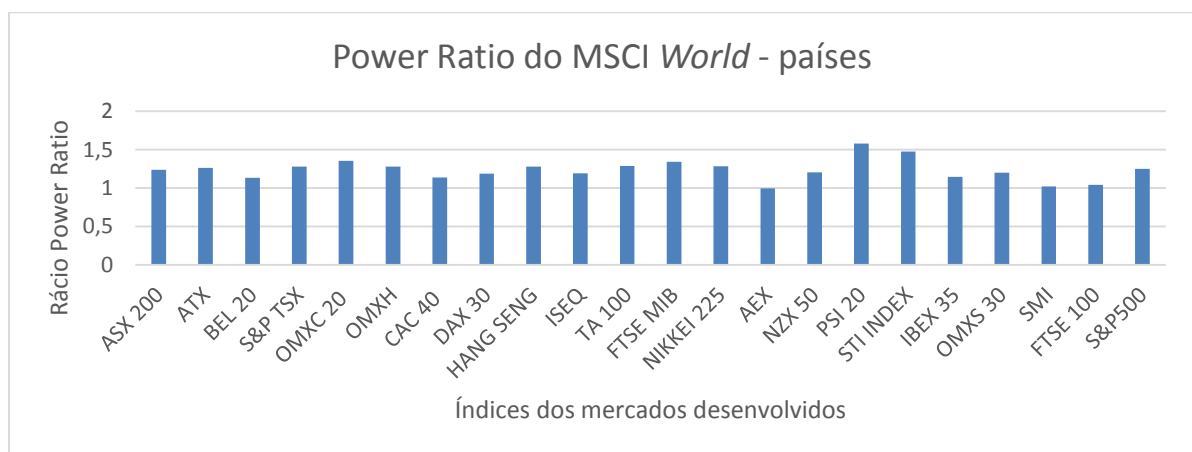


Figura 8- Média total do power ratio com países do MSCI World

Ao observar a Figura 8, consegue-se perceber que o efeito janeiro esteve presente em praticamente todos os índices, com exceção dos dois já mencionados anteriormente. Com estes resultados consegue-se identificar uma forte presença do efeito janeiro nos mercados desenvolvidos.

A Tabela 17 apresenta os resultados obtidos do *power ratio* tendo em conta os índices que pertencem aos países dos mercados emergentes.

Tabela 17- **Power Ratio dos países e respetivos índices pertencentes ao MSCI Emergents Markets**

<i>Países</i>	<i>Índices</i>	<i>Período de Análise</i>	<i>Total de anos</i>	<i>Power Ratio >1</i>
<i>África do Sul</i>	JSE	03/07/1995 – 06/05/2015	21	11/21
<i>Chile</i>	IPSA	06/05/1994 – 06/05/2015	22	13/22
<i>China</i>	SSE	06/05/1994 – 06/05/2015	22	11/22
<i>Colômbia</i>	IGBC	06/07/2001 – 06/05/2015	15	6/15
<i>Coreia</i>	Kospi	06/05/1994 – 06/05/2015	22	13/22
<i>Egipto</i>	EGX 30	01/01/1998 – 06/05/2015	18	12/18
<i>Emirados Árabes Unidos</i>	ADX General	02/07/2001 – 06/05/2015	15	8/15
<i>Filipinas</i>	PSEi	01/01/2001 – 06/05/2015	22	14/22
<i>Grécia</i>	Athens General	06/05/1994 – 06/05/2015	22	12/22
<i>Hungria</i>	BUX	06/05/1994 – 06/05/2015	22	13/22
<i>Índia</i>	BSE Sensex	06/05/1994 – 06/05/2015	22	10/22
<i>Indonésia</i>	IDX Composite	06/05/1994 – 06/05/2015	22	13/22
<i>Malásia</i>	FBM KLCI	06/01/1998 – 06/05/2015	22	13/19
<i>México</i>	IPC	06/05/1994 – 06/05/2015	22	11/22
<i>Perú</i>	IGBVL	06/05/1994 – 06/05/2015	22	14/22
<i>República Checa</i>	PX	06/05/1994 – 06/05/2015	22	12/22
<i>Rússia</i>	RTS	01/09/1995 – 06/05/2015	15	11/15
<i>Tailândia</i>	Set	06/05/1994 – 06/05/2015	22	14/22
<i>Taiwan</i>	TWSE	06/05/1994 – 06/05/2015	22	10/22
<i>Turquia</i>	BIST 100	06/05/1994 – 06/05/2015	22	14/22

Fonte: Elaboração própria

Observando a Tabela 17 consegue-se entender que, mais uma vez, como aconteceu com os mercados desenvolvidos, estes mercados apresentam na maioria dos países, um *power ratio* superior a 1. Apenas em três países esta situação não se verifica. Para a Colômbia, num total de 15 anos analisados, apenas 6 apresentam um rácio superior a 1. Olhando para os resultados de Taiwan e Índia, consegue-se perceber que em apenas 10 anos da sua amostra verificaram a presença do efeito janeiro. No entanto, é importante referir os resultados da Rússia. Para este país, tendo em conta um total de 15 anos de amostra, este conseguiu obter um rácio superior a um em 11 anos, apresentando uma forte presença deste efeito neste país.

Ao observar a Figura 9, consegue-se identificar quais os índices que apresentam a presença do efeito janeiro, tendo em conta a média total de cada ano da amostra.

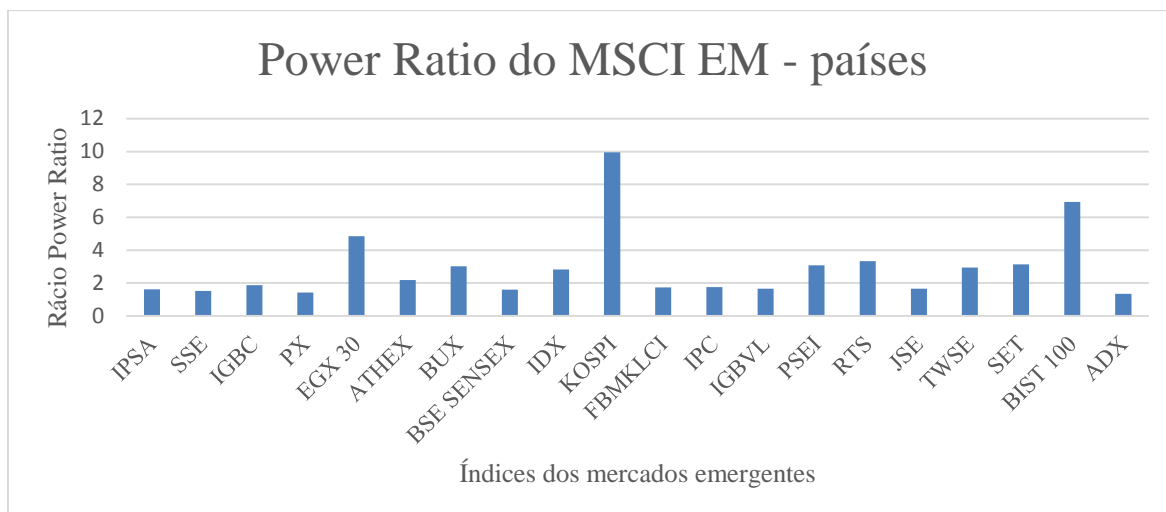


Figura 9- Média total do power ratio com países do MSCI Emergents Markets

Após analisar a Figura 9, consegue-se facilmente identificar a presença do efeito janeiro em todos os índices, uma vez que a média de cada índice é superior a 1.

Observando o índice do Egito (EGX 30) consegue-se observar que este apresenta uma forte presença do efeito janeiro, apresentando um valor máximo de 21,974 em 1999. Porém, ao observar a Turquia, percebe-se facilmente que em 1997, esta apresentou um rácio de 94,971. O valor máximo obtido no *power ratio* foi atingido em 1998 pelo Kospi, índice representante da Coreia, adquirindo um rácio de 169,661.

Após esta análise descritiva, tendo em conta os países pertencentes aos índices do MSCI, ao analisar a Figura 10, consegue-se perceber que através desta metodologia por países, os mercados emergentes apresentam um valor médio do método do *power ratio* num total de 2,926. Observando os mercados desenvolvidos, identifica-se que apresentam um valor inferior ao registado nos emergentes (1,235).

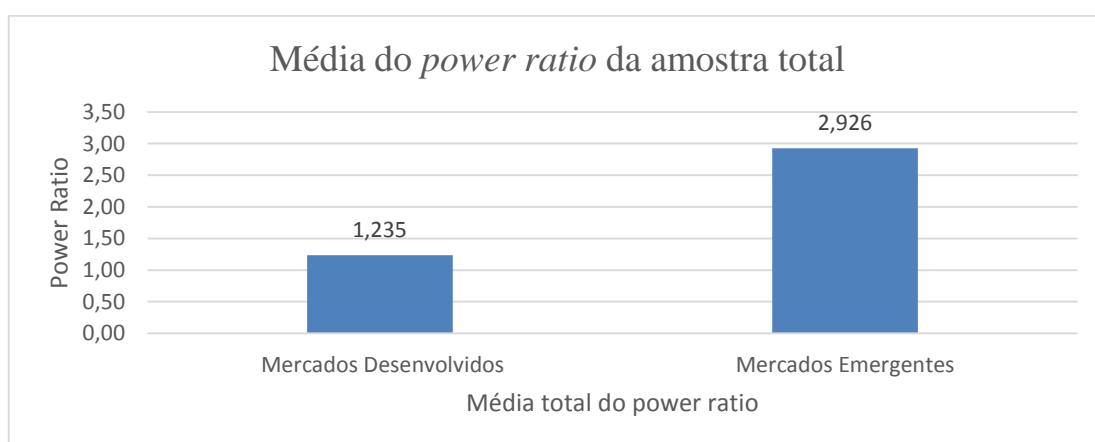


Figura 10- Amostra total do power ratio - países

Sendo assim, consegue-se concluir através desta análise por países, que os mercados emergentes apresentam uma presença mais forte do efeito janeiro, do que os mercados desenvolvidos. Os países principais causadores deste resultado são o Egito, a Coreia e a Turquia, pois apresentam resultados muito elevados.

Esta situação vem confirmar o que tinha sido concluído pela análise feita através do método do *power ratio*. Contudo, a literatura também confirma que os mercados emergentes apresentam um efeito janeiro (Guler, 2013) fazendo com que os mercados desenvolvidos sejam mais eficientes (Gu, 2003).

4.3. Modelos de regressão linear

4.3.1. MSCI

Neste sub-capítulo será feita uma análise aos resultados obtidos dos três modelos apresentados no ponto 3.2.3 de forma a perceber se as hipóteses apresentadas são ou não corroboradas estatisticamente.

De acordo com o modelo (5), α é a rendibilidade média mensal dos índices para os outros meses do ano, excetuando janeiro. Como a média de janeiro é igual a $\alpha + \beta$ e a rendibilidade média em janeiro menos os outros meses do ano é:

$$R_{janeiro} - R_{restantes\ meses} = \beta \quad (8)$$

Então se a rendibilidade em janeiro for maior que a rendibilidade nos restantes meses do ano, é esperado um β positivo. Porém, se a rendibilidade em janeiro for inferior à rendibilidade nos restantes meses do ano, já será esperado um β negativo.

A primeira hipótese consiste em perceber se o efeito janeiro se verifica atualmente. Sendo assim, para a validação desta hipótese, será necessário que o β seja positivo e significativo.

A Tabela 18 apresenta os resultados da estimação para a verificação da hipótese (H1) - modelo (5).

Tabela 18- Resultados MSCI para a hipótese 1

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão</i>	<i>P-value</i>
<i>R_{it} é a variável dependente</i>			
<i>Constante</i>	0,0013	0,0026	0,6243
<i>β</i>	0,0099	0,0089	0,2635
<i>N</i>			506
<i>R²</i>			0,0025
<i>Valor P (F)</i>			0,2635

Nota: Os dados obtidos nesta tabela foram retirados do *datastream* e trabalhados no programa de estatística *Gretl*. Os resultados obtidos nesta tabela apresentam uma distribuição normal e foram analisados de acordo com a utilização da equação 5. A rendibilidade (R_{it}) é a variável dependente e a variável *dummy* janeiro ($D_{janeiro}$) a variável independente.

Para analisar a Tabela 18 é importante começar pelo coeficiente de determinação que vai permitir conhecer a explicação do modelo. Sendo assim, o R^2 deste modelo (5), obteve o valor de 0,0025, o que significa que a rendibilidade é explicada por cerca de 0,2% pela variável independente ($D_{janeiro}$). Tendo em conta que os dados utilizados neste estudo, não são previsíveis mas sim dispersos, já é de prever que se obtenha R^2 sempre baixos.

A variável $D_{janeiro}$ obteve um coeficiente positivo (0,0099) com um erro de 0,0089. Ao analisar o seu *p-value* percebe-se que a hipótese H1 não se verifica estatisticamente, pois este apresenta um valor de 0,264. Isto é, para esta hipótese ser validada era necessário que o *p-value* fosse inferior a 0,05, para que exista um intervalo de confiança de 95%.

A segunda hipótese serve para entender se o efeito janeiro sofreu algum declínio nos últimos 20 anos. Esta hipótese será validada se, no modelo (6), o β_2 ($D_{janeiro} \cdot D_{década}$) apresentar um valor negativo e significativo.

A Tabela 19 apresenta os resultados da estimação para verificação da hipótese (H2) - modelo (6).

Tabela 19- Resultados MSCI para a H2

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro - Padrão</i>	<i>P-value</i>
<i>R_{it} é a variável dependente</i>			
<i>Constante</i>	0,0013	0,0026	0,6240
<i>β₁</i>	0,0218	0,0126	0,0842*
<i>β₂</i>	-0,0226	0,0171	0,1853
<i>N</i>			506
<i>R²</i>			0,0060
<i>Valor P (F)</i>			0,2225

Nota: Os dados obtidos nesta tabela foram retirados do *datastream* e trabalhados no programa de estatística *Gretl*. Os resultados obtidos nesta tabela apresentam uma distribuição normal e foram analisados de acordo com a utilização da equação 6. A rentabilidade (R_{it}) é a variável dependente. A variável *dummy* janeiro ($D_{janeiro}$) e a variável *dummy* janeiro a multiplicar pela *dummy* década ($D_{janeiro.D_{decada}}$) são as variáveis independentes. O asterisco * representa um nível de significância de 10%, respetivamente.

Ao observar o R^2 para este modelo (6), observa-se que a rentabilidade é explicada por cerca de 0,6% pelas variáveis independentes.

A variável $D_{janeiro}$ obteve um coeficiente positivo (0,0218) com um nível de significância de 10%, tendo apresentado um erro de 0,0126. A outra variável independente ($D_{janeiro.D_{decada}}$) obteve um coeficiente negativo (-0,0226) mas não significativo, com um erro de 0,0171. O *p-value* apresenta um valor de 0,185, o que indica a rejeição da hipótese nula. Com esta situação, conclui-se que esta hipótese também não é estatisticamente corroborada.

A última hipótese consiste em perceber em qual dos mercados (desenvolvidos ou emergentes) o efeito janeiro é mais forte. Para esta ser válida é importante que o coeficiente da variável $D_{janeiro.D_{desenvolvidos}}$ apresente um sinal negativo com resultados significativos.

A Tabela 20 apresenta os resultados da estimação para verificação da hipótese (H3), - modelo (7).

Tabela 20- Resultados MSCI para a H3

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-padrão</i>	<i>P-value</i>
<i>R_{it} é a variável dependente</i>			
<i>Constante</i>	0,0013	0,0026	0,6246
β_1	0,0123	0,0123	0,3202
β_2	-0,0046	0,0171	0,7867
<i>N</i>			506
<i>R²</i>			0,0026
<i>Valor P (F)</i>			0,5116

Nota: Os dados obtidos nesta tabela foram retirados do *datastream* e trabalhados no programa de estatística *Gretl*. Os resultados obtidos nesta tabela apresentam uma distribuição normal e foram analisados de acordo com a utilização da equação 7. A rendibilidade (R_{it}) é a variável dependente. A variável *dummy* janeiro ($D_{janeiro}$) e a variável *dummy* janeiro a multiplicar pela *dummy* desenvolvidos ($D_{janeiro} \cdot D_{desenvolvidos}$) são as variáveis independentes.

Ao observar o coeficiente de determinação que permite conhecer a explicação deste modelo (7), observa-se que este apresenta um valor positivo (0,0026). Este resultado indica que a rendibilidade é explicada 0,2% pelas variáveis independentes. Ao analisar as variáveis independentes percebe-se que a $D_{janeiro}$ tem um coeficiente positivo (0,0123) mas não significativo. A $D_{janeiro} \cdot D_{desenvolvidos}$ apresenta um resultado negativo (-0,0046) como era esperado mas não significativo. O erro é de 0,0171, o que leva a não se concluir nada neste modelo. Isto porque esperava-se um coeficiente negativo e este com o erro se torna positivo. Observando o *p-value* este apresenta um valor que leva a rejeitar a hipótese nula, ou seja, a não validar a hipótese H3.

Ao analisar os três modelos (5) (6) (7), conclui-se que nenhuma das três hipóteses é estatisticamente corroborada tendo em conta os dados pertencentes aos índices *MSCI World* e *MSCI EM*. Este resultado poderá explicar uma situação de extinção do efeito janeiro, uma vez que o seu declínio segundo a literatura iniciou-se no século 90. Também para Mehdian e Perry (2002) depois de 1987 o efeito janeiro deixou de existir.

4.3.2. Resultados por países e o seu respetivo índice

Para perceber se estes resultados apenas se prendem a estes dois índices ou ao efeito janeiro no geral, optou-se por analisar os mercados emergentes e os mercados desenvolvidos, tendo em conta os países pertencentes a cada índice do *MSCI* analisados anteriormente. Sendo assim, tendo em conta os países pertencentes a cada índice (Figura 2 e Figura 3), optou-se por analisar os índices principais de cada país, e assim fazer a análise dos mercados desenvolvidos e dos emergentes utilizando os 46 países.

Com os modelos (5) (6) e (7) apresentados anteriormente, efetuou-se uma nova análise aos mercados emergentes e desenvolvidos, mas desta vez tendo em conta os índices bolsistas representantes dos países presentes em cada mercado.

A Tabela 21 apresenta os resultados referentes à primeira hipótese em análise neste estudo. Para se verificar se o efeito janeiro está presente nos mercados emergentes e desenvolvidos, é necessário que o β_1 obtenha um valor positivo e significativo.

Tabela 21- Resultados do modelo 5 referente à H1 com análise por países

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-Padrão</i>	<i>P-value</i>
<i>R_{it} é a variável dependente</i>			
<i>Constante</i>	0,0019	0,0008	0,0139**
β_1	0,0138	0,0028	0,0001***
<i>N</i>			10294
<i>R²</i>			0,00234
<i>Valor P (F)</i>			8,99e-07

Nota: Os dados obtidos nesta tabela foram retirados do *datastream* e trabalhados no programa de estatística *Gretl*. Os resultados obtidos nesta tabela, apresentam uma distribuição normal e foram analisados de acordo com a utilização da equação 5. A rendibilidade (R_{it}) é a variável dependente e a variável *dummy* janeiro ($D_{janeiro}$) a variável independente. Os asteriscos ***e ** representam um nível de significância de 1% e 5%, respetivamente.

Esta tabela apresenta um R^2 de 0,0023, o que revela que a rendibilidade é explicada com 0,2% pela variável independente ($D_{janeiro}$). O valor P (F) obteve um valor de 8,99e-07 o que indica um valor satisfatório para a validação da hipótese. Com este modelo (5) a variável $D_{janeiro}$ obteve um coeficiente positivo (0,0138), sendo este estatisticamente significativo com um nível de significância de 1%. Este resultado sugere que a o efeito janeiro se verifica, validando a primeira hipótese.

A Tabela 22 apresenta os resultados obtidos do modelo 7, que tem como objetivo perceber se existe um declínio do efeito janeiro a partir da década de 90. Para a segunda hipótese se verificar é necessário que a variável $D_{\text{janeiro}} \cdot D_{\text{década}}$ obtenha um coeficiente negativo e com um nível de significância.

Tabela 22- Resultados do modelo 6 referente à H2 com análise por países

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-padrão</i>	<i>P-value</i>
<i>R_{it} é a variável dependente</i>			
<i>Constante</i>	0,0019	0,0008	0,0138**
β_1	0,0233	0,0040	0,0001***
β_2	-0,0183	0,0054	0,0007***
<i>N</i>			10294
<i>R²</i>			0,00346
<i>Valor P (F)</i>			1,84e-8

Nota: Os dados obtidos nesta tabela foram retirados do *datastream* e trabalhados no programa de estatística *Gretl*. Os resultados obtidos nesta tabela apresentam uma distribuição normal e foram analisados de acordo com a utilização da equação 7. A rendibilidade (R_{it}) é a variável dependente. A variável *dummy* janeiro (D_{janeiro}) e a variável *dummy* janeiro a multiplicar pela *dummy* desenvolvidos ($D_{\text{janeiro}} \cdot D_{\text{década}}$) são as variáveis independentes. Os asteriscos *** e ** representam um nível de significância de 1% e 5%, respetivamente.

Ao analisar o R^2 deste modelo (7), consegue-se perceber que a rendibilidade é explicada através de 0,3% das variáveis independentes. A D_{janeiro} apresenta um coeficiente positivo (0,0233) e significativo (5%) com um erro de 0,0008. Já a $D_{\text{janeiro}} \cdot D_{\text{década}}$ apresenta um coeficiente negativo (-0,0182) e significativo, obtendo um nível de significância de 1%. Através destes resultados, consegue-se validar a H2, referindo que existe um declínio do efeito janeiro nestes últimos 20 anos.

A terceira hipótese que pretende identificar em qual mercado financeiro, o efeito janeiro é mais forte, apresenta os seus resultados na Tabela 23. Esta hipótese para ser corroborada é necessário que o coeficiente da $D_{\text{janeiro}} \cdot D_{\text{desenvolvidos}}$ apresente resultados negativos e significativos.

Tabela 23- Resultados do modelo 7 referente à H3 com análise por países

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro-padrão</i>	<i>P-value</i>
<i>R_{it} é a variável dependente</i>			
<i>Constante</i>	0,0019	0,0008	0,0138**
β_1	0,0229	0,0040	0,0001***
β_2	-0,0171	0,00539	0,0016***
<i>N</i>			10294
<i>R²</i>			0,00331
<i>Valor P (F)</i>			3,86e-08

Nota: Os dados obtidos nesta tabela foram retirados do *datastream* e trabalhados no programa de estatística *Gretl*. Os resultados obtidos nesta tabela apresentam uma distribuição normal e foram analisados de acordo com a utilização da equação 7. A rendibilidade (R_{it}) é a variável dependente. A variável *dummy* janeiro ($D_{janeiro}$) e a variável *dummy* janeiro a multiplicar pela *dummy* desenvolvidos ($D_{janeiro.Ddesenvolvidos}$) são as variáveis independentes. Os asteriscos *** e ** representam um nível de significância de 1% e 5%, respetivamente.

A Tabela 23 apresenta um R^2 de 0,0033, o que significa que a rendibilidade é explicada em 0,3% pelas variáveis independentes. A variável $D_{janeiro}$ apresenta um coeficiente positivo (0,0229) com um nível de significância de 1%. A segunda variável dependente apresenta um coeficiente negativo e estatisticamente significativo, uma vez que apresenta um nível de significância de 1%. Com estes resultados, consegue-se corroborar a terceira hipótese referindo que o efeito janeiro está mais forte nos mercados emergentes.

Esta conclusão leva-nos ao que Jones e Pomorski (2013) referiu no seu estudo, que o efeito janeiro existe, mas está em declínio. Comparando com a análise aos dois índices principais dos mercados desenvolvidos (MSCI *World*) e dos mercados emergentes (MSCI EM), concluímos que conseguimos resultados contraditórios. A explicação mais plausível para esta situação rege-se pelo facto da amostra dos resultados por países e índices ser muito maior que a primeira situação abordada, levando a que os resultados consigam ser estatisticamente significativos.

5. Conclusões finais e estudos futuros

O presente estudo faz uma análise da anomalia de mercado designada de efeito janeiro, por um período de 22 anos, a mercados financeiros desenvolvidos, com a utilização do índice *MSCI World* e mercados financeiros de países emergentes, com a utilização do índice *MSCI EM*.

Este estudo teve presente uma análise através de dois métodos diferentes. Inicialmente foi elaborada uma análise através do método do *power ratio* aos dois índices *MSCI World* e *MSCI EM*. Desta análise, concluiu-se que existia a presença do efeito janeiro nos dois mercados financeiros, apresentando um declínio ao longo dos anos. Num total de 22 anos o índice *MSCI World* apresenta uma presença de 13 anos do efeito janeiro, sendo esta superior ao índice dos mercados emergentes (10 anos). Apesar do resultado do *power ratio* permitir afirmar que o efeito janeiro esteve presente durante mais tempo nos mercados desenvolvidos, foi igualmente evidenciado que o índice *MSCI EM*, alcança valores do *power ratio*, mais elevados fortes nos mercados emergentes, apresentando rácios que atingem um valor máximo de 5,31 em 2009.

Para complementar o estudo, optou-se por analisar estes mercados financeiros através de uma análise por países. Ou seja, tendo em conta os países presentes no *MSCI World* e no *MSCI EM*, identificou-se os principais índices de cada país e realizou-se uma análise tendo em conta o método do *power ratio*. Esta análise permite concluir que o efeito janeiro está presente nos dois mercados. Nos mercados desenvolvidos apresenta um rácio superior a 1, mais vezes que nos mercados emergentes. Porém, mais uma vez a forte presença do efeito janeiro leva a que o *power ratio* apresente valores muito elevados para os mercados emergentes (Coreia, 1998 apresenta um rácio de 169,661).

Os dados foram igualmente alvo de tratamento através do modelo de regressão linear com uso de variáveis *dummy*, desenvolvido por Mehdian e Perry (2002) e adaptado ao presente estudo

Na análise apenas aos dois índices principais deste estudo, através dos nossos modelos (5) (6) e (7) não conseguimos corroborar estatisticamente nenhuma hipótese, pois os resultados obtidos não são estatisticamente significativos.

De forma a perceber se esta situação se centrava apenas nesta amostra ou era um sinal da extinção do efeito janeiro, optou-se por trabalhar estes modelos através da análise por países. Nesta segunda abordagem foram encontrados resultados que indicavam que claramente se verificam as três hipóteses. Através do modelo 5, conseguiu-se verificar a presença do efeito janeiro, tendo em conta o período de 1994 a 2015. A segunda hipótese referia-se a uma possível presença de um declínio do efeito janeiro iniciada na década de 90. Através do modelo 6, conseguiu-se identificar os requisitos para se validar esta hipótese. A terceira e última hipótese prendia-se em perceber em qual mercado financeiro, o efeito janeiro era mais forte. Através da análise empírica, concluiu-se que eram os mercados emergentes que tinham uma presença mais forte desta anomalia. Sendo assim, através do modelo 7, testou-se a terceira hipótese, corroborando estatisticamente a mesma.

Estes resultados vão ao encontro dos apresentados na literatura e que nos dizem que os mercados desenvolvidos são mais eficientes do que os emergentes (Gu, 2003), porém vêm contradizer o que Fountas e Segredakis (2002) referiu quando afirma que o efeito janeiro não é significativo nos mercados emergentes. De facto, os resultados obtidos no presente estudo apontam para um efeito janeiro com valores elevados, nos países emergentes.

A principal limitação deste estudo consistiu em não conseguir obter resultados em quatro mercados financeiros, uma vez que não se conseguiu obter qualquer tipo de informação relativa aos seus principais índices. Mas mesmo assim, de forma geral, pode-se concluir que o efeito janeiro ainda está presente nos mercados financeiros e possivelmente está para continuar. Assim, possivelmente a investigação académica (Jones & Pomorski, 2013) e a possível experiência e sofisticação adquirida pelos investidores (Moller & Zilca, 2008) podem afinal não ser um motivo para a existência de declínio do efeito janeiro. Neste sentido, para estudos futuros, será importante tentar descobrir o que faz continuar presente, nos mercados financeiros, esta anomalia. Encontrar o principal motivo de declínio, será também uma mais-valia que irá contribuir para a eficiência dos mercados.

Bibliografia

- Agnani, B., & Aray, H. (2011). The January effect across volatility regimes. *Quantitative Finance*, 11(6), 947–953.
- Agrawal, A., & Tandon, K. (1994). Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 83–106.
- Al-Khazali, O. M. (2001). Does the January effect exist in high-yield bond market? *Review of Financial Economics*, 10(1), 71–80.
- Al-Khazali, O. M., Koumanakos, E. P., & Pyun, C. S. (2008). Calendar anomaly in the Greek stock market: Stochastic dominance analysis. *International Review of Financial Analysis*, 17(3), 461–474.
- Alrabadi, D. W. H., & AL-Qudah, K. A. (2012). Calendar Anomalies: The Case of Amman Stock Exchange. *International Journal of Business and Management*, 7(24), 120–127.
- Al-rjoub, S. A. M., & Alwaked, A. (2010). January Effect during Financial Crises : Evidence from the U . S. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 24(24), 29–35.
- Al-Saad, K., & Moosa, I. A. (2005). Seasonality in stock returns: evidence from an emerging market. *Applied Financial Economics*, 15(1), 63–71.
- Anderson, L. R., Gerlach, J. R., & DiTraglia, F. J. (2007). Yes, Wall Street, There Is A January Effect! Evidence from Laboratory Auctions. *Journal of Behavioral Finance*, 8(1), 1–8.
- Asteriou, D., & Kavetsos, G. (2006). Testing for the existence of the “January effect” in transition economies. *Applied Financial Economics Letters*, 2(6), 375–381.
- Balint, C., & Oana, G. (2012). Is the January effect present on the Romanian capital market ? *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 58, 523–532.
- Barucci, E. (2003). Financial Markets Theory- Equilibrium, Efficiency and Information. Theory and Practice (Vol. 97). Retrieved from http://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=rUxoBlcOT7sC&oi=fnd&pg=PA3&dq=A+Course+in+Derivative+Securities+Introduction+to+Theory+and+Computation&ots=gTQoQKfA4y&sig=6OM_Aa-

- Berges, A., Mcconnell, J. J., & Schlarbaum, G. G. (1984). The Turn-of-the-Year in Canada. *The Journal of Finance*, XXXIX(1), 185–193.
- Bhardwaj, R. K., & Brooks, L. D. (1992). The January Anomaly : Effects of Low Share Price , Transaction Costs , and Bid-Ask Bias. *The Journal of Finance*, XLVII(2), 553–575.
- Chen, H., & Singal, V. (2004). All Things Considered, Taxes Drive the January Effect. *The Journal of Financial Research*, XXVII(3), 351–372.
- Cheung, K. C., & Coutts, A. J. (1999). The January effect and monthly seasonality in the Hang Seng index: 1985-97. *Applied Economics Letters*, 5, 121–123.
- Chien, C., Lee, C., & Wang, A. M. L. (2002). A note on stock market seasonality: The impact of stock price volatility on the application of dummy variable regression model. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42, 155–162.
- Choudhry, T. (2001). Month of the year effect and january effect in pre-wwi stock returns: evidence from a non-linear garch model. *International Journal of Finance and Economics*, 6, 1–11.
- Chu, C.-S. J., Liu, T., & Rathinasamy, R. S. (2004). Robust Test Of The January Effect In Stock Markets Using Markov -Switching Model. *Journal of Financial Management and Analysis*, 17(1), 22–33.
- Coutts, J. A., Kaplanidis, C., & Roberts, J. (2000). Security price anomalies in an emerging market: the case of the Athens Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 10(5), 561–571.
- Elango, R., & Pandey, D. (2008). *An Empirical Study on January Anomaly and Return Predictability in an Emerging Market: Evidence from India*. SSRN Electronic Journal. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1150080
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: *The Journal of Finance*, 46(5), 1575–1617.
- Fountas, S., & Segredakis, K. N. (2002). Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis. *Applied Financial Economics*, 12(4), 291–299.

- Gu, A. Y. (2003). The declining January effect : evidences from the U . S . equity markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 43, 395–404.
- Guler, S. (2013). January Effect in stock returns: Evidence From Emerging Markets. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business August*, 5(4), 641–648.
- Gultekin, M. N., & Gultekin, B. N. . (1983). Stock Market Seasonality: International Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 469–481.
- Haug, M., & Hirschey, M. (2006). The January Effect. *Financial Analysts Journal*, 62(5), 78–88.
- Haugen, R. A., & Jorion, P. (1996). The January Effect : Still There After All These Years. *Financial Analysts Journal*, 52(1), 27–31.
- Henker, J., & Paul, D. J. (2011). Retail investors exonerated : the case of the January effect. *Accounting and Finance*, (September 2011), 1–17.
- Hillier, D., & Marshall, A. (2002). Insider trading, tax-loss selling, and the turn-of-the-year effect. *International Review of Financial Analysis*, 11(1), 73–84.
- Jones, C. S., & Pomorski, L. (2013). *Investing in Disappearing Anomalies*, http://www-bcf.usc.edu/~christoj/pdf/jones_pomorski_2015_rof.pdf
- Kamara, A. (1997). New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns. *The Journal of Business*, 70(1), 63–84.
- Keim, D. B. (1983). Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 13–32.
- Koutianoudis, T., & Wang, S. (2002). *Is the January Effect Economically Exploitable ? - Evidence from Athens Stock Exchange*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=329380
- Lean, H. H., Smyth, R., & Wong, W.-K. (2007). Revisiting calendar anomalies in Asian stock markets using a stochastic dominance approach. *Journal of Multinational Financial Management*, 17(2), 125–141.
- Maghayereh, A. (2003). *Seasonality and January Effect Anomalies in an Emerging Capital Market*, *The Arab Bank Review*, Volume 5. Number 2. 25-32

- Marquering, W., Nisser, J., & Valla, T. (2006). Disappearing anomalies: a dynamic analysis of the persistence of anomalies. *Applied Financial Economics*, 16(4), 291–302.
- Mehdian, S., & Perry, M. J. (2002). Anomalies in US equity markets: a re-examination of the January effect. *Applied Financial Economics*, 12(2), 141–145.
- Moller, N., & Zilca, S. (2008). The evolution of the January effect. *Journal of Banking & Finance*, 32, 447–457.
- Ram, P. S., & Ramesh, B. (2014). An Examination of Seasonality in Indian Stock Markets with Reference to NSE. *SUMEDHA Journal of Management*, 3(3), 90–99.
- Rendon, J., & Ziemba, W. T. (2005). *Is the January Effect Still Alive in the Futures Markets?* Working paper, Sauder School of Business, UBC
- Ritter, J. R. (1988). The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year. *The Journal of Finance*, 43(3), 701–717.
- Rozeff, M. S., & Kinney, W. R. (1976). Capital market seasonality: the case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3, 379–402.
- Schneeweis, T., & Woolridge, R. (1979). Capital Market Seasonality: The Case of Bond Returns. *Journal Of Financial and Quantitative Analysis*, XIV(5), 939– 958.
- Schwert, G. W. (2002). *Anomalies and Market Efficiency*, <http://schwert.ssb.rochester.edu/hbfech15.pdf>
- Shiu, Y., Lee, C. I., & Gleason, K. C. (2014). Institutional shareholdings and the January effects in Taiwan. *Journal of Multinational Financial Management*, 27, 49–66.
- Silvapulle, P. (2004). Testing for Seasonal Behavior of Monthly Stock Returns : Evidence from International Markets. *Quarterly Journal of Business and Economics*, No. 1/2(Winter - Spring), 93–109.
- Starks, L. T., Yong, L. I., & Zheng, L. U. (2006). Tax-Loss Selling and the January Effect : Evidence from Municipal Bond Closed-End Funds. *The Journal of Finance*, LXI(6), 3049–3067.
- Su, R., Dutta, A., Xu, M., & Ma, J. (2011). Financial Anomalies: Evidence from Chinese A-share Markets. *International Journal of Economics and Finance*, 3(2), 76–88.

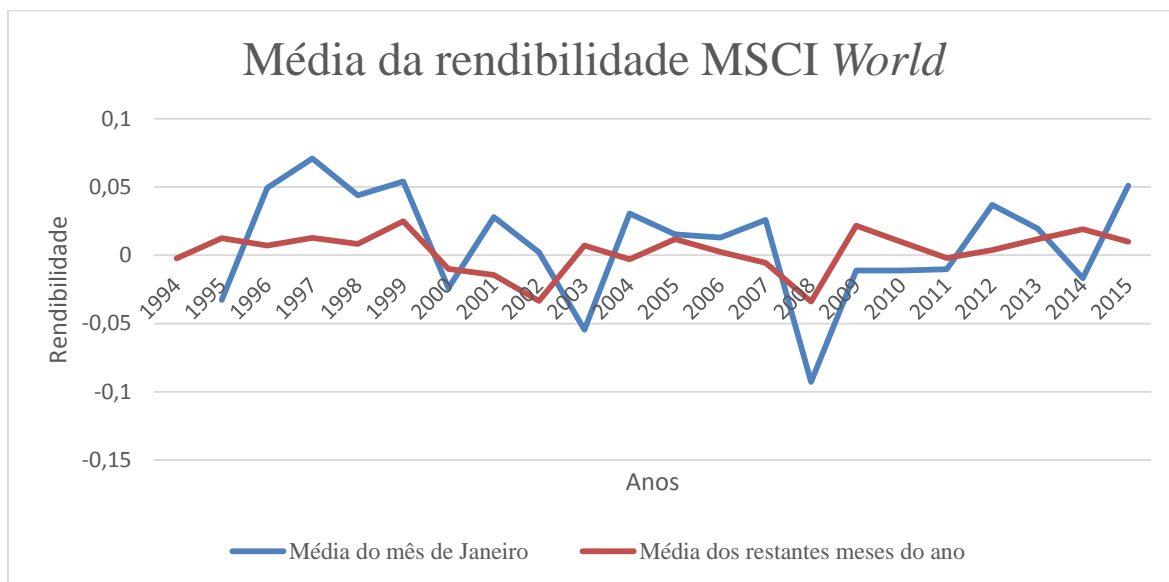
- Tonchev, D., & Kim, T.-H. (2004). Calendar effects in Eastern European financial markets: evidence from the Czech Republic, Slovakia and Slovenia. *Applied Financial Economics*, 14(14), 1035–1043.
- Wachtel, S. B. (1942). Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices. *The Journal of Business of the University of Chicago*, 15(2), 184–193.
- Zhang, B., & Li, X. (2006). Do Calendar Effects Still Exist in the Chinese Stock Markets? *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 4(2), 151–163.
- Zhang, Z., Sun, W., & Wang, H. (2007). Financial Anomalies in Emerging Markets: The Case of China, Working paper, Business school, Durham University.

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

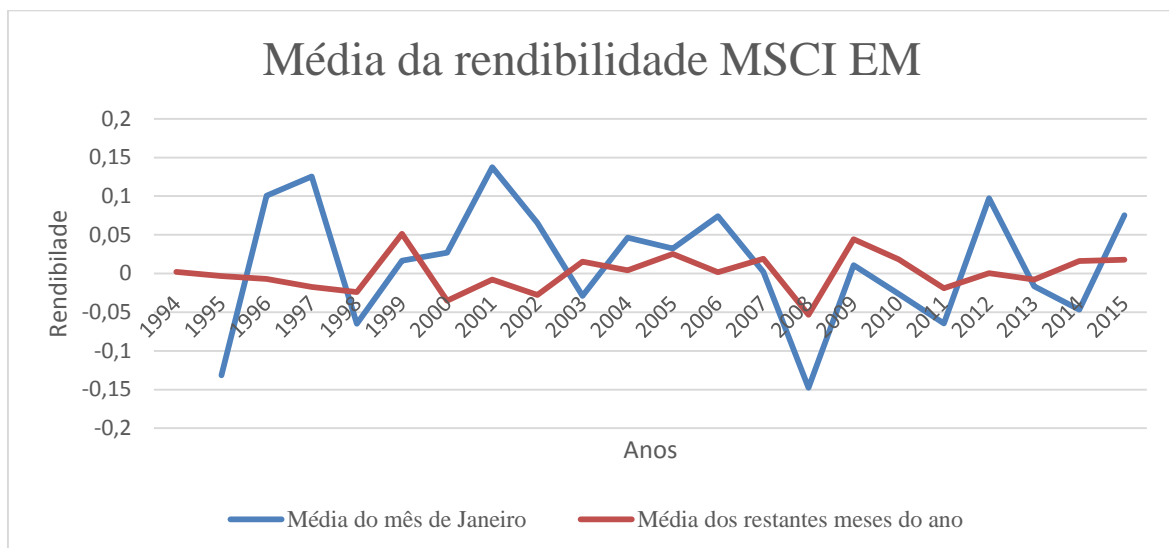
Anexos

Anexo 1

Média da rentabilidade MSCI World - evolução



Média da rentabilidade MSCI EM - evolução



Anexo 2

Método do *Power Ratio* – índice MSCI *World* e MSCI EM

<i>Método do Power Ratio</i>		
<i>Anos</i>	MSCI World	MSCI EM
1994	0,00	0,00
1995	0,59	0,19
1996	1,66	3,45
1997	2,02	5,25
1998	1,57	0,65
1999	1,45	0,72
2000	0,85	2,06
2001	1,66	5,32
2002	1,52	2,99
2003	0,48	0,61
2004	1,48	1,66
2005	1,06	1,14
2006	1,14	2,34
2007	1,45	0,84
2008	0,46	0,28
2009	0,70	0,72
2010	0,79	0,60
2011	0,91	0,56
2012	1,48	3,05
2013	1,11	0,90
2014	0,66	0,48
2015	1,75	2,23