

Viabilidade da aplicação da tradicional análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza - um estudo exploratório no setor de Transportes

Adail Marcos Lima da Silva (UFMG) - adail.marcos@hotmail.com

Resumo:

Com as dificuldades atualmente enfrentadas pela economia brasileira, a aplicação da análise custo-volume-lucro segundo a perspectiva do risco deve ser encarada como uma iniciativa ainda mais relevante, pois profissionais do mercado de capitais, investidores, acionistas, credores e fornecedores precisam tomar decisões fundamentadas no risco de superação do ponto de equilíbrio econômico, por exemplo. Sendo assim, este trabalho tem por objetivo realizar um estudo exploratório voltado à investigação da viabilidade prática do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza no contexto das empresas brasileiras do setor de Transportes. A metodologia empregada teve como orientação inferir se amostras trimestrais das receitas líquidas das organizações são efetivamente originárias de populações normalmente distribuídas, condição suficiente à implementação do modelo tradicional. Para a execução do tratamento dos dados foram utilizados o teorema de Chebyshev, os testes paramétricos de assimetria populacional e de curtose populacional e o teste não paramétrico de D'Agostino-Pearson. Quanto aos resultados: das 20 organizações selecionadas, apenas quatro não apresentam históricos de vendas propícios ao uso do modelo, pois tais amostras são originárias de populações com distorções e curtoses capazes de inviabilizar a modelagem calcada na distribuição gaussiana, situações ratificadas com o teste de D'Agostino-Pearson. Calculada em 80% a frequência das empresas do setor de Transportes aptas à prática do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro em condições de incerteza, espera-se dos gestores providências quanto ao processamento, uso e divulgação de informações acerca dos riscos de superação dos pontos de equilíbrios financeiro, contábil e econômico.

Palavras-chave: *Análise Custo-Volume-Lucro. Condições de Incerteza. Setor de Transportes.*

Área temática: *Métodos quantitativos aplicados à gestão de custos*

Viabilidade da aplicação da tradicional análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza – um estudo exploratório no setor de Transportes

Resumo

Com as dificuldades atualmente enfrentadas pela economia brasileira, a aplicação da análise custo-volume-lucro segundo a perspectiva do risco deve ser encarada como uma iniciativa ainda mais relevante, pois profissionais do mercado de capitais, investidores, acionistas, credores e fornecedores precisam tomar decisões fundamentadas no risco de superação do ponto de equilíbrio econômico, por exemplo. Sendo assim, este trabalho tem por objetivo realizar um estudo exploratório voltado à investigação da viabilidade prática do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza no contexto das empresas brasileiras do setor de Transportes. A metodologia empregada teve como orientação inferir se amostras trimestrais das receitas líquidas das organizações são efetivamente originárias de populações normalmente distribuídas, condição suficiente à implementação do modelo tradicional. Para a execução do tratamento dos dados foram utilizados o teorema de Chebyshev, os testes paramétricos de assimetria populacional e de curtose populacional e o teste não paramétrico de D'Agostino-Pearson. Quanto aos resultados: das 20 organizações selecionadas, apenas quatro não apresentam históricos de vendas propícios ao uso do modelo, pois tais amostras são originárias de populações com distorções e curtoses capazes de inviabilizar a modelagem baseada na distribuição gaussiana, situações ratificadas com o teste de D'Agostino-Pearson. Calculada em 80% a frequência das empresas do setor de Transportes aptas à prática do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro em condições de incerteza, espera-se dos gestores providências quanto ao processamento, uso e divulgação de informações acerca dos riscos de superação dos pontos de equilíbrios financeiro, contábil e econômico.

Palavras-chave: Análise Custo-Volume-Lucro. Condições de Incerteza. Setor de Transportes.

Área Temática: Métodos quantitativos aplicados à gestão de custos.

1 Introdução

A aplicação da análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza pode ser realizada através do modelo lançado por Jaedicke e Robichec (1964); os autores ofertaram uma proposta de investigação do risco através da modelagem do lucro antes dos juros e do imposto de renda à distribuição normal de probabilidade; como cada tipo de ponto de equilíbrio (financeiro, contábil e econômico) exige o alcance de um dado patamar ao lucro em questão, o cálculo de probabilidades favoráveis e contrárias subsidia a aferição de medidas de risco; a probabilidade de o lucro ser negativo, por exemplo, exprime o risco de superação do ponto de equilíbrio contábil (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; LEONE; LEONE, 2008; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009).

Com os reflexos da crise financeira internacional deflagrada no ano de 2008 comprometendo o desempenho da economia brasileira mais intensamente nos últimos anos, e principalmente em 2015 com fortes arrefecimentos nos níveis do consumo e da atividade industrial, a prática da análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza se impõe como ainda mais importante para as empresas, pois tem a capacidade de gerar um conjunto de informações cruciais para gestores, acionistas e credores de recursos onerosos – enquanto as

fontes de capital se preocupam com o risco de não serem remuneradas devidamente, isso na melhor das hipóteses, os gestores precisam monitorar e reduzir o risco de não ser alcançado o ponto de equilíbrio econômico.

A queda do consumo e o desaquecimento da atividade industrial criam um ambiente expressivamente desfavorável ao setor de Transportes; juntem-se a isso todos os problemas históricos naturalmente enfrentados com as condições da infraestrutura logística nacional (CHINELATO; CRUZ; ZIVIANI, 2011); então, na atualidade, as empresas do setor em destaque operam em um ambiente cuja configuração operacional anuncia uma forte tendência à formação de menores níveis ao lucro antes dos juros e do imposto de renda, aumentando, consequentemente, os riscos de superação dos pontos de equilíbrios.

De acordo com orientações prestadas por Iudícibus e Mello (2013), Leone e Leone (2008), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009), a aplicação literal do método de Jaedicke e Robichec (1964) exige a modelagem primária da demanda física atendida pelas empresas (quantidade produzida e vendida, por exemplo) à distribuição gaussiana; então, em virtude da propriedade da adição da distribuição normal, para a qual variáveis dependentes assumem a mesma distribuição de suas respectivas variáveis independentes, a modelagem conferida ao lucro antes dos juros e do imposto de renda é uma consequência do fato de a demanda receber, primariamente, tratamento convergente à distribuição normal.

Com base no exposto, este trabalho tem por objetivo realizar um estudo exploratório voltado à investigação da viabilidade prática do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza no contexto das empresas brasileiras do setor de Transportes.

A mesma argumentação usada para explicar a modelagem do lucro antes dos juros e do imposto de renda serve para a arrecadação das vendas: por ser uma variável explicada em relação ao nível de atividade executado, o volume monetário da receita líquida das vendas deve ser tratado como normalmente distribuído quando a demanda física receber tal modelagem. Dito de outra forma: se a receita proveniente das vendas manifestar comportamento histórico semelhante ao de uma variável aleatória contínua normalmente distribuída, então a causa está na distribuição também normal da demanda atendida. Consequentemente: sendo a receita normalmente distribuída, há viabilidade prática ao emprego do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza.

Sendo assim, com ênfase na verificação do grau de convergência da receita à distribuição gaussiana, o alcance do objetivo mencionado teve como base de dados os conjuntos das receitas líquidas das vendas trimestrais das empresas brasileiras do setor de Transportes listadas na BM&FBOVESPA. Os históricos trimestrais foram coletados do site www.comdinheiro.com.br. Finalmente, o tratamento dos dados teve sua execução pautada no teorema de Chebyshev, nos testes paramétricos de assimetria e de curtose e no teste não paramétrico de D'Agostino-Pearson.

2 Análise Custo-Volume-Lucro em Condições de Incerteza – Abordagem Tradicional

Qual a motivação para o lucro antes dos juros e do imposto de renda (**LAJIR**) – ou *earning before interest and taxes* (**EBIT**) – ser tratado como variável relevante em contabilidade e finanças, desde as análises de lucratividade, rentabilidade e criação de riqueza, passando por análise custo-volume-lucro e, finalmente, até o planejamento da estrutura de capital?

A resposta pode ser formulada através da responsabilidade do **LAJIR** em relação aos compromissos para os quais deve prestar atendimento (RAY, 2012; DU; TIAN; ZHANG; 2013): remunerar o capital de origem onerosa (pagamento de juros e outras despesas vinculadas à captação de empréstimos e financiamentos); pagar o imposto de renda; remunerar o capital próprio (distribuição de lucros aos acionistas); e formar lucro econômico,

lucro residual ou valor econômico agregado em sintonia com o patamar de criação de riqueza ambicionado (expansão considerada ideal ao valor de mercado da empresa).

A Fórmula 1 aborda o **LAJIR** com base na explicação de sua importância, prestigiando, portanto, a forma como deve ser feita sua partilha, onde (MARTINS, 2010): **J**, juros (remuneração do capital oneroso); **I**, impostos e contribuições; **D**, dividendos (remuneração do capital próprio); **LE**, lucro econômico.

$$\mathbf{LAJIR = J + I + D + LE} \quad (1)$$

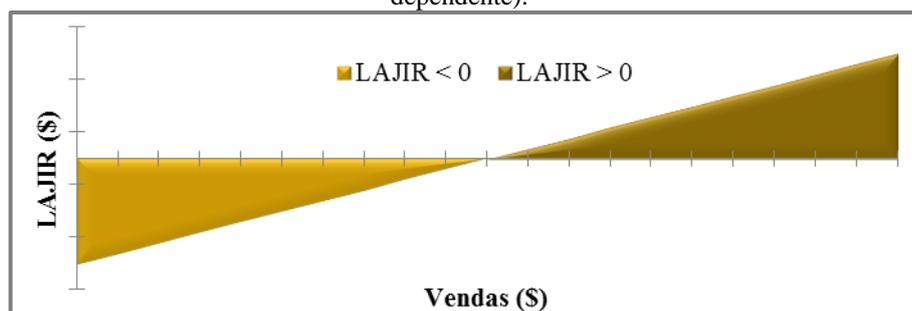
Conhecidos os destinos mutuamente inclusivos assumidos pelo **LAJIR**, outra importante questão a ser sanada enfatiza sua origem. Sendo assim: como pode ser explicada a formação do **LAJIR**?

Segundo a Fórmula 2, uma excelente iniciativa encontra-se na análise de custos, especificamente no tópico correspondente à análise custo-volume-lucro, para o qual a reunião de três variáveis se encarrega de providenciar a exposição da origem do **LAJIR** (MARTINS, 2010): valor monetário da receita proveniente da execução das atividades fins (**Vendas**), custo gerencial variável (**CGV**) e custo gerencial fixo (**CGF**).

$$\mathbf{LAJIR = Vendas - (CGV + CGF)} \quad (2)$$

Elaborada sob a perspectiva da Fórmula 2, a Figura 1 permite avaliar a relação linear entre as variáveis **Vendas** (independente) e **LAJIR** (dependente), sendo assim (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; LEONE; LEONE, 2008; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009): com o nível de atividade nulo (**Vendas = 0,00**), o **LAJIR** manifesta valor correspondente ao valor negativo do **CGF** (**Vendas = 0,00 → LAJIR = -CGF**); com o nível de atividade iniciado, mas inferior ao ponto de equilíbrio contábil monetário (**PEC_§**), o **LAJIR** continua negativo, mas superior ao valor negativo do **CGF** (**0,00 < Vendas < PEC_§ → -CGF < LAJIR < 0,00**); com o nível de atividade equivalente ao **PEC_§**, o **LAJIR** retorna valor nulo (**Vendas = PEC_§ → LAJIR = 0,00**); finalmente, a partilha do **LAJIR** só será iniciada quando o nível de atividade passar a se situar acima do **PEC_§**, pois somente assim o **LAJIR** alcança valores positivos (**Vendas > PEC_§ → LAJIR > 0**).

Figura 1 Relação linear entre **Vendas** (variável independente) e **LAJIR** (variável dependente).



Fonte: fundamentado em Iudícibus e Mello (2013), Leone e Leone (2008), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009).

De acordo com as observações elencadas, o **PEC_§** se destaca na análise custo-volume-lucro por representar o nível de atividade a ser suplantado à viabilização de valores positivos ao **LAJIR** (SOUZA; SCHNORR; FERREIRA, 2011); o valor nulo do **LAJIR** no **PEC_§** se deve à igualdade entre **Vendas** e a soma envolvendo **CGV** e **CGF** (CAMARGO; ANÃNÃ, 2006; CRUZ, 2008); vale salientar a utilidade da versão física do **PEC_§** como referência à identificação da quantidade a ser produzida e vendida capaz de, a um dado preço de venda, garantir a cobertura dos custos e despesas totais (PALIA, 2008).

A Fórmula 3 expõe o procedimento de cálculo do **PEC_§**: **MCP%** informa a margem de contribuição ponderada percentual (GHEORGHE, 2013; GOLEMBSKI, 2007; OSAZEVBARU, 2014; TRIFAN; ANTON, 2011).

$$PEC_{\$} = \frac{CGF}{MCP\%} \quad (3)$$

Outra maneira de se calcular o **LAJIR** ainda segundo a perspectiva da origem, mas usando exclusivamente dados das demonstrações contábeis, prega a multiplicação entre margem operacional (**MO**) e **Vendas**, precisamente como descreve a Fórmula 4 (CAMARGOS; BARBOSA, 2009; CUNHA; MARTINS; ASSAF NETO, 2014; GUERRA; ROCHA; CORRAR, 2007).

$$LAJIR = MO \times Vendas \quad (4)$$

Sendo mais específico, a Fórmula 4 representa o isolamento do **LAJIR** na Fórmula 5, por sua vez indicada ao cálculo da **MO** (CAMARGOS; BARBOSA, 2009; CUNHA; MARTINS; ASSAF NETO, 2014; GUERRA; ROCHA; CORRAR, 2007).

$$MO = \frac{LAJIR}{Vendas} \quad (5)$$

Sobre a **MO**: pode ser usada como referência à aferição da capacidade de pagamento do custo gerencial total com a receita (MARQUES *et al.*, 2014); ainda mais importante é a sua participação como variável explicativa à rentabilidade, por isso tem sua presença justificada no tradicional esquema *Du Pont* (ALMAZARI, 2012; GHEORGHE, 2013; LIESZ; MARANVILLE, 2008; SHEELA; KARTHIKEYAN, 2012; ROGOVA, 2014).

Mais uma questão em relação ao **LAJIR**: como pode ser mensurado e avaliado o risco de o **LAJIR** não se tornar positivo? Dito de outra forma: como pode ser mensurado e avaliado o risco de uma empresa superar seu próprio **PEC_{\$}**?

A solução tem proposta metodológica na tradicional abordagem sob incerteza da análise custo-volume-lucro; originalmente lançada por Jaedicke e Robichec (1964), fundamenta-se na hipótese $LAJIR \sim N(\mu_{LAJIR}; \sigma_{LAJIR}^2)$; o **LAJIR** tende a se comportar tal qual uma variável aleatória contínua normalmente distribuída, onde μ_{LAJIR} e σ_{LAJIR}^2 exprimem, respectivamente, a média e a variância; sendo assim, torna-se possível o cálculo da $P(LAJIR < 0,00)$, justamente o risco de o **LAJIR** não ser positivo. Devido à relação linear anteriormente explicada com a Fórmula 2: a $P(LAJIR < 0,00) = P(Vendas < PEC_{\$})$, exatamente o risco de superação do **PEC_{\$}** (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009).

Constatada viabilidade técnica à modelagem descrita por $LAJIR \sim N(\mu_{LAJIR}; \sigma_{LAJIR}^2)$, e com os parâmetros μ_{LAJIR} e σ_{LAJIR}^2 devidamente estimados, o risco de o **LAJIR** não alcançar valor positivo, também definido como o risco de o **PEC_{\$}** não ser superado por **Vendas**, tem seu cálculo realizado por intermédio da Fórmula 6 (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009). Ainda sobre a Fórmula 6: **erf** refere-se à função erro de Gauss, usada no cálculo da integral da distribuição normal (MEUCCI, 2007).

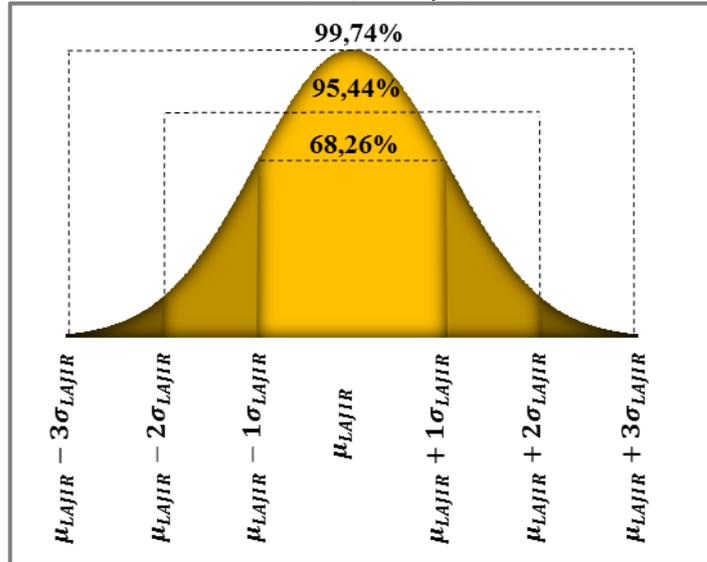
$$P(LAJIR < 0,00) = \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{0 - \mu_{LAJIR}}{\sqrt{2\sigma_{LAJIR}^2}} \right) \right] \quad (6)$$

Sobre a Fórmula 7 (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009): permite calcular a probabilidade favorável à obtenção de valores positivos ao **LAJIR**; representa exatamente a probabilidade favorável à superação do **PEC_{\$}** – $P(LAJIR > 0,00) = P(Vendas > PEC_{\$})$.

$$P(LAJIR > 0,00) = 1 - \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{0 - \mu_{LAJIR}}{\sqrt{2\sigma_{LAJIR}^2}} \right) \right] \quad (7)$$

Através da regra empírica, a Figura 2 apresenta a modelagem do **LAJIR** à distribuição normal de probabilidade (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009): ocorrência de valores em 68,26% do tempo no intervalo ($\text{LAJIR} - 1\sigma_{\text{LAJIR}}; \text{LAJIR} + 1\sigma_{\text{LAJIR}}$), 95,44% em ($\text{LAJIR} - 2\sigma_{\text{LAJIR}}; \text{LAJIR} + 2\sigma_{\text{LAJIR}}$) e 99,74% em ($\text{LAJIR} - 3\sigma_{\text{LAJIR}}; \text{LAJIR} + 3\sigma_{\text{LAJIR}}$).

Figura 2 – Hipótese $\text{LAJIR} \sim N(\mu_{\text{LAJIR}}; \sigma_{\text{LAJIR}}^2)$ segundo a regra empírica.



Fonte: fundamentado em Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009).

Para facilitar a identificação das probabilidades contrária e favorável à superação do **PEC**ₛ, recomenda-se o aproveitamento das vantagens ofertadas pela distribuição normal reduzida. As Fórmulas 6 e 7 podem ser substituídas pelas Fórmulas 8 e 9, permitindo o uso da tabela de probabilidades da distribuição normal padronizada – o quociente $(-\frac{\mu_{\text{LAJIR}}}{\sigma_{\text{LAJIR}}})$ corresponde ao escore padrão do escore original $\text{LAJIR} = 0,00$, enquanto σ_{LAJIR} indica o desvio padrão do **LAJIR** (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009).

$$P(\text{LAJIR} < 0) = \Phi\left(\frac{0 - \mu_{\text{LAJIR}}}{\sigma_{\text{LAJIR}}}\right) \quad (8)$$

$$P(\text{LAJIR} > 0) = 1 - \Phi\left(\frac{0 - \mu_{\text{LAJIR}}}{\sigma_{\text{LAJIR}}}\right) \quad (9)$$

Quanto mais a $P(\text{LAJIR} > 0,00)$ superar a $P(\text{LAJIR} < 0,00)$, mais favorável a situação averiguada, dada a maior propensão ao alcance de valores positivos ao **LAJIR** (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009).

Considerando as explicações puramente estatísticas ofertadas por Downing e Clark (2010): $\text{LAJIR} \sim N(\mu_{\text{LAJIR}}; \sigma_{\text{LAJIR}}^2)$ deriva da propriedade da adição da distribuição normal de probabilidade, pois representa uma consequência da modelagem $Q \sim N(\mu_Q; \sigma_Q^2)$ – Q , μ_Q e σ_Q^2 são, respectivamente, o nível de atividade físico (quantidade produzida e vendida, por exemplo) e seus parâmetros média e variância (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009).

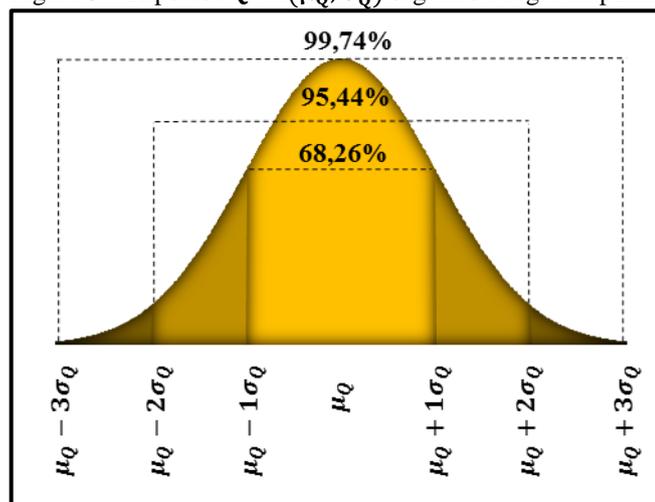
Como $LAJIR = f(Q)$, os parâmetros μ_{LAJIR} e σ_{LAJIR} são calculados de acordo com as Fórmulas 10 e 11, onde MC_uP é a margem de contribuição unitária ponderada e σ_Q o desvio padrão do nível de atividade (SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009).

$$\mu_{LAJIR} = MC_uP \times \mu_Q - CGF \quad (10)$$

$$\sigma_{LAJIR} = MC_uP \times \sigma_Q \quad (11)$$

A Figura 3 utiliza a regra empírica para ilustrar a modelagem $Q \sim N(\mu_Q; \sigma_Q^2)$, a base de sustentação do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza.

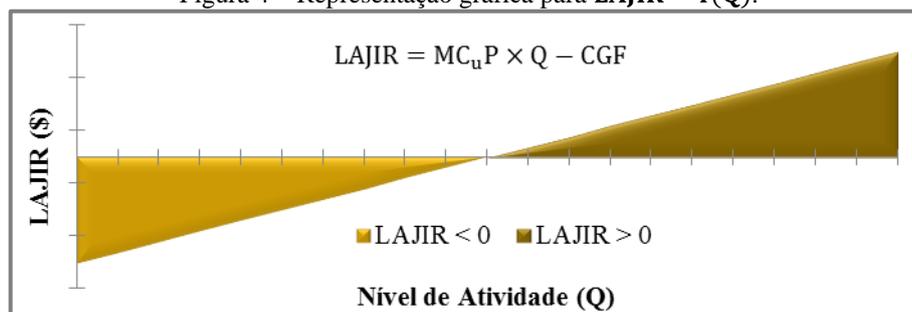
Figura 3 – Hipótese $Q \sim N(\mu_Q; \sigma_Q^2)$ segundo a regra empírica.



Fonte: fundamentado em Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009).

Finalmente, a Figura 4 traz uma representação gráfica com $LAJIR = f(Q)$, a motivação para $Q \sim N(\mu_Q; \sigma_Q^2)$ gerar a modelagem $LAJIR \sim N(\mu_{LAJIR}; \sigma_{LAJIR}^2)$.

Figura 4 – Representação gráfica para $LAJIR = f(Q)$.



Fonte: fundamentado em Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009).

A explicação da análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza nesta fundamentação teórica contemplou somente o $LAJIR = 0,00$ por uma questão puramente didática – retrata a investigação da incerteza em torno do alcance da versão contábil dos pontos equilíbrios. Qualquer valor para o $LAJIR$ pode ter apreciada sua viabilidade em forma de probabilidades, inclusive aqueles vinculados aos equilíbrios financeiro e econômico.

3 Aspectos Metodológicos

A investigação da viabilidade prática do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro em condições de risco por intermédio do uso de dados oriundos das demonstrações

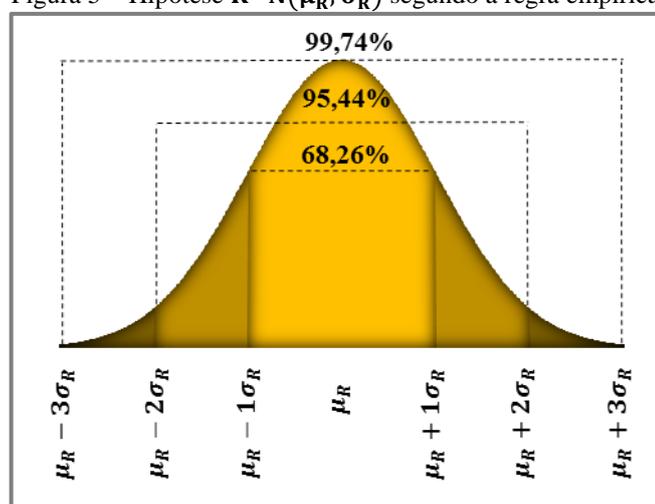
contábeis deve tomar como referência o valor monetário das vendas, preferencialmente. Apesar de o método em tela seguir a hipótese $\text{LAJIR} \sim N(\mu_{\text{LAJIR}}; \sigma_{\text{LAJIR}}^2)$, sugerindo ser suficiente inferir diretamente se as distribuições assumidas pelas populações das amostras levantas ao LAJIR são gaussianas, para evitar ingerências de quaisquer elementos não operacionais se faz necessário trabalhar com amostras da receita de vendas (\mathbf{R}), pois $\mathbf{Q} \sim N(\mu_{\mathbf{Q}}; \sigma_{\mathbf{Q}}^2)$ também torna possível a modelagem $\mathbf{R} \sim N(\mu_{\mathbf{R}}; \sigma_{\mathbf{R}}^2)$. A partir das orientações de Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009), $\mu_{\mathbf{R}}$ e $\sigma_{\mathbf{R}}$ podem ser calculados de acordo com as Fórmulas 12 e 13, onde PV_uP representa o preço de venda unitário ponderado.

$$\mu_{\mathbf{R}} = \text{PV}_u\text{P} \times \mu_{\mathbf{Q}} \quad (12)$$

$$\sigma_{\mathbf{R}} = \text{PV}_u\text{P} \times \sigma_{\mathbf{Q}} \quad (13)$$

A Figura 5 ilustra a modelagem $\mathbf{R} \sim N(\mu_{\mathbf{R}}; \sigma_{\mathbf{R}}^2)$, conforme a regra empírica.

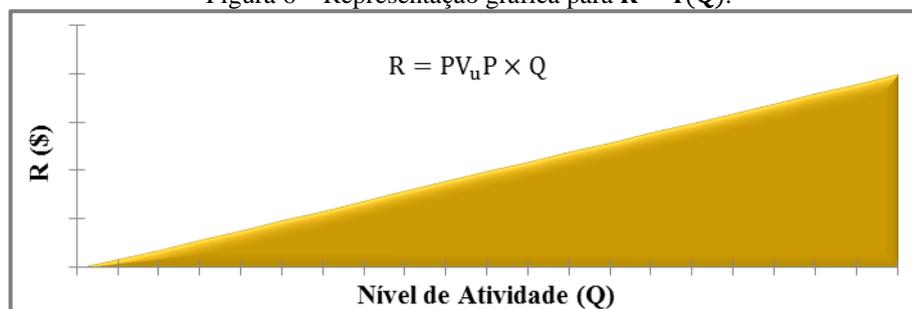
Figura 5 – Hipótese $\mathbf{R} \sim N(\mu_{\mathbf{R}}; \sigma_{\mathbf{R}}^2)$ segundo a regra empírica.



Fonte: fundamentado em Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009).

Por sua vez a Figura 6 mostra graficamente $\mathbf{R} = \mathbf{f}(\mathbf{Q})$, condição responsável por $\mathbf{Q} \sim N(\mu_{\mathbf{Q}}; \sigma_{\mathbf{Q}}^2)$ permitir a modelagem $\mathbf{R} \sim N(\mu_{\mathbf{R}}; \sigma_{\mathbf{R}}^2)$.

Figura 6 – Representação gráfica para $\mathbf{R} = \mathbf{f}(\mathbf{Q})$.



Fonte: fundamentado em Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009).

Sendo assim, a consecução do objetivo desta pesquisa teve como referência o conjunto formado pelas amostras das vendas trimestrais das empresas brasileiras do setor de Transportes listadas na BM&FBOVESPA, pois sua proposta metodológica se concentrou em

investigar a viabilidade prática da tradicional análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza a partir do grau de confirmação da hipótese $\mathbf{R} \sim \mathbf{N}(\boldsymbol{\mu}_R; \boldsymbol{\sigma}_R^2)$.

Os históricos das vendas trimestrais foram obtidos do site www.comdinheiro.com.br, tendo sido considerado um *trailing* de exatos três meses. As empresas selecionadas têm seus nomes de pregão listados no Quadro 1. Foram excluídas da pesquisa aquelas sem dados completos, disponibilizados no site, para o período de 31/03/2009 a 30/09/2014. Portanto, 20 empresas participaram do processamento dos resultados.

Quadro 1 – empresas selecionadas para a pesquisa.

GOLL	FER C ATLANT	ARTERIS	CONCEPA	VIAOESTE
ALL AMER LAT	MRS LOGIST	AUTOBAN	ECORODOVIAS	PRUMO
ALL NORTE	LOG-IN	CCR SA	ECOVIAS	SANTOS BRP
ALL PAULISTA	TEGMA	CONC RIO TER	TRIUNFO PART	WILSON SONS

Fonte: formulação própria.

Os resultados foram construídos em quatro partes: a primeira proporciona uma avaliação descritiva das amostras das empresas, por isso foi dada maior ênfase à percepção das primeiras impressões quanto aos níveis de concentração das observações em torno da média, à detecção de *outliers* e aos formatos das distribuições; a segunda traz a análise precisa dos vieses das amostras, tornando possível o levantamento de informações quanto à propensão do comportamento das vendas do setor quando da manifestação de observações atípicas; a terceira analisa de modo mais robusto as formas como as empresas conseguiram conduzir suas vendas em torno da média; a quarta, fruto da reunião das três partes iniciais, traz conclusões definitivas para cada empresa em face da hipótese $\mathbf{R} \sim \mathbf{N}(\boldsymbol{\mu}_R; \boldsymbol{\sigma}_R^2)$.

Quanto ao tratamento dos dados: a primeira parte dos resultados teve como meio o teorema de Chebyshev; as partes segunda e terceira, os testes paramétricos de assimetria populacional e de curtose populacional, respectivamente; a última parte teve sua construção realizada por intermédio do teste não paramétrico de D'Agostino-Pearson.

Os três testes mencionados foram executados segundo um nível de significância de 0,05; o teste de assimetria populacional teve como hipótese nula a defesa do formato simétrico para as populações de origem de todas as amostras; o teste de curtose populacional teve como hipótese nula a alegação do contorno mesocúrtico para as populações de todas as amostras; por fim, a hipótese nula do teste de D'Agostino-Pearson sustentou a convergência entre as distribuições das populações das amostras e a distribuição normal de probabilidade.

Todas as etapas do tratamento dos dados, desde o teorema de Chebyshev até o teste de D'Agostino-Pearson, foram inteiramente executadas com planilhas do Microsoft Excel, devidamente elaboradas com base nos ensinamentos de Sheskin (2004).

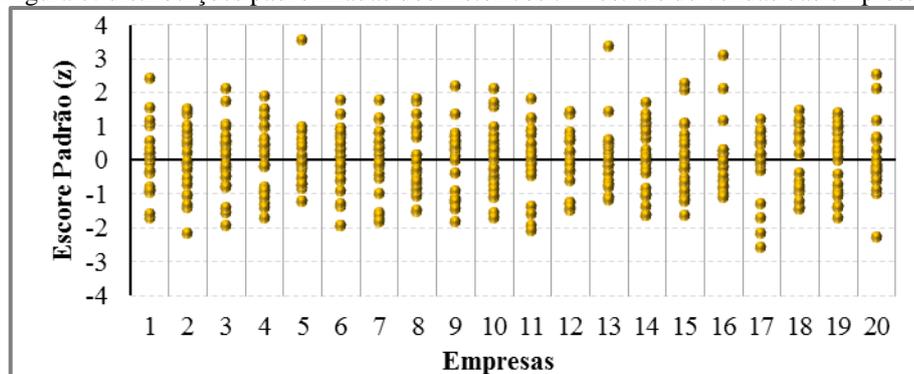
4 Apresentação e Análise dos Resultados

4.1 Análise descritiva das amostras trimestrais – Teorema de Chebyshev

Elaborada como primeiro passo ao tratamento das amostras de vendas trimestrais das empresas de acordo com o teorema de Chebyshev, a Figura 7 reúne todas as distribuições devidamente padronizadas, onde: as empresas mantiveram suas vendas trimestrais predominantemente concentradas no intervalo $[\bar{x}_{vendas} - 2s_{vendas}; \bar{x}_{vendas} + 2s_{vendas}]$; se tido como fronteira à colocação de observações na coleção de pontos discrepantes o intervalo $[\bar{x}_{vendas} - 3s_{vendas}; \bar{x}_{vendas} + 3s_{vendas}]$, somente três empresas, 5, 13 e 16, e não mais por uma vez isolada cada uma, obtiveram vendas consideradas observações positivas discrepantes em suas respectivas amostras. Ainda: as disposições dos escores em relação ao marco “0” classificam as amostras como enviesadas; quanto à predominância dos sentidos, à direita ou à

esquerda, claramente percebe-se haver equilíbrio; entretanto, quanto à intensidade, devido à maior ocorrência de escores acima do limite superior do intervalo $[\bar{x}_{Vendas} - 2s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 2s_{Vendas}]$, assim como em virtude das observações atípicas positivas, as assimetrias à direita ganham.

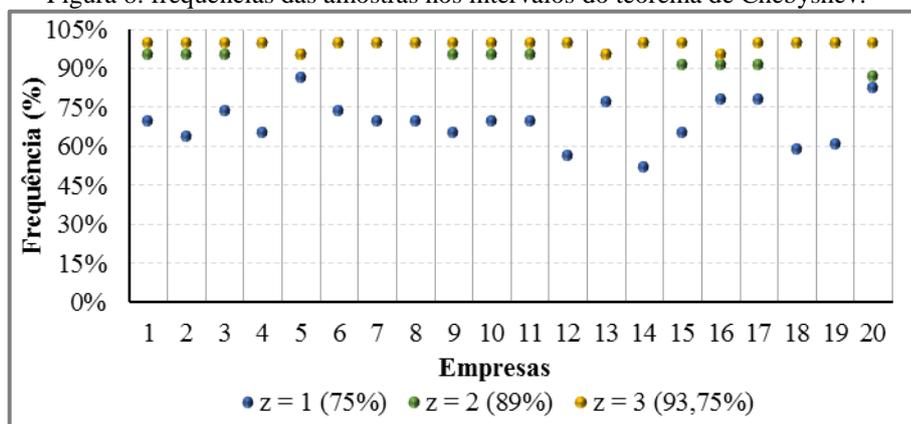
Figura 7: distribuições padronizadas dos históricos trimestrais de vendas das empresas.



Fonte: formulação própria.

Contendo esclarecimentos acerca das frequências percentuais de vendas trimestrais nos intervalos $[\bar{x}_{Vendas} - 1s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 1s_{Vendas}]$, $[\bar{x}_{Vendas} - 2s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 2s_{Vendas}]$ e $[\bar{x}_{Vendas} - 3s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 3s_{Vendas}]$, a Figura 8 permite encerrar a análise das amostras em conformidade com teorema de Chebyshev: menos da metade das empresas, exatamente 5, praticaram vendas com frequência percentual no intervalo $[\bar{x}_{Vendas} - 1s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 1s_{Vendas}]$ igual ou superior ao patamar de 75% (casos 5, 16, 17 e 20); a frequência no intervalo $[\bar{x}_{Vendas} - 2s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 2s_{Vendas}]$ mostra-se abruptamente diferente da situação observada no primeiro, pois somente a empresa 20 alcançou porcentagem inferior ao valor mínimo de 89% (os casos 4, 6, 7, 8, 12, 14, 18 e 19 surpreendentemente atingiram 100% de frequência já no segundo intervalo); por fim, nenhuma empresa descumpriu a frequência percentual mínima de 93,75%, correspondente ao intervalo $[\bar{x}_{Vendas} - 3s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 3s_{Vendas}]$. Adicionalmente: através da discrepância quanto às frequências percentuais observadas nos intervalos $[\bar{x}_{Vendas} - 1s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 1s_{Vendas}]$ e $[\bar{x}_{Vendas} - 2s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 2s_{Vendas}]$, com o primeiro descumprindo inclusive a regra do teorema de Chebyshev, contata-se a predominância de amostras com curtoses do tipo platicúrtica; entretanto, em função da maior ocorrência de escores acima do limite superior do intervalo $[\bar{x}_{Vendas} - 2s_{Vendas}; \bar{x}_{Vendas} + 2s_{Vendas}]$ e das observações atípicas positivas, as curtoses do tipo leptocúrtica são mais intensas.

Figura 8: frequências das amostras nos intervalos do teorema de Chebyshev.



Fonte: formulação própria.

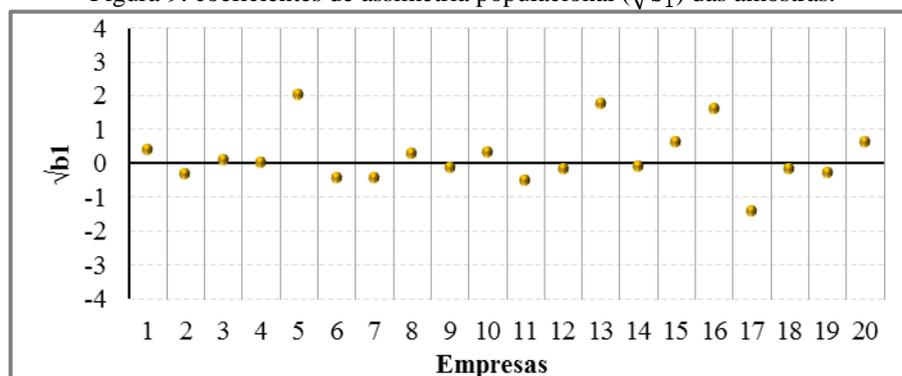
Como a maioria das amostras de vendas trimestrais das empresas sinalizam favoravelmente à assimetria e à curtose diferente do tipo mesocúrtica, gerando combinações incompatíveis à parametrização de uma variável contínua convergente à distribuição normal de probabilidade, talvez se possa formar a ideia inicial de ser inviável a aplicação da tradicional teoria da análise custo-volume-lucro em condições de risco. Todavia, faz-se imprescindível resgatar a seguinte evidência: observações atípicas raras. Destarte, as assimetrias e os achatamentos encontrados podem não ser estatisticamente relevantes, configuração capaz de tornar promissora a prática da tradicional análise custo-volume-lucro sob condições de risco no setor de Transportes.

4.2 Relevância das Assimetrias das Amostras – Teste de Assimetria Populacional

Este tópico tem o propósito de inferir sobre se as amostras de vendas trimestrais das empresas são ou não significativamente assimétricas.

Primeiramente, a Figura 9 divulga o conjunto de coeficientes de assimetria populacional das amostras, confirmando as evidências preliminares identificadas com o teorema de Chebyshev: a quantidade de amostras enviesadas à esquerda se equivale ao número de assimétricas à direita; as assimetrias positivas são destacadamente mais intensas; somente a empresa 4 dispensa o teste de significância para ser considerada praticamente simétrica, justamente em virtude de seu coeficiente ter assumido um valor aproximadamente nulo.

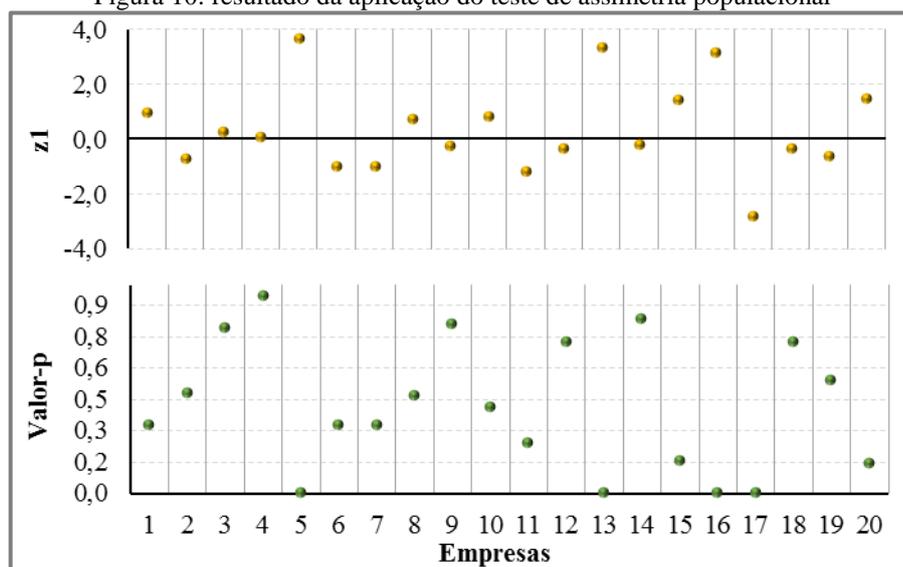
Figura 9: coeficientes de assimetria populacional ($\sqrt{b_1}$) das amostras.



Fonte: formulação própria.

O conjunto de todos os resultados obtidos com a aplicação do teste de assimetria populacional está apresentado na Figura 10, onde: amparado em um nível de confiança de 95% e na perspectiva bicaudal de interpretação, todas as quatro amostras com coeficientes de assimetria populacional situados fora do intervalo $[-1; 1]$ são significativa e efetivamente assimétricas, sendo uma à esquerda (caso 17, com **valor-p** muito abaixo de 0,05 e **z₁** inferior ao limite crítico de -1,96) e três à direita (casos 5, 13 e 16, para os quais **valor-p** e **z₁** determinaram respostas muito inferiores ao nível de significância e muito superiores ao valor crítico de 1,96, respectivamente); para os demais coeficientes, o teste de assimetria populacional não teve como rejeitar a **H₀**, pois as respostas atribuídas ao **valor-p** e à **z₁** estão acima de 0,05 e dentro do intervalo $[-1,96; 1,96]$, respectivamente; destarte, para 80% das empresas (16 casos) a assimetria deve ser interpretada como estatisticamente não significativa.

Figura 10: resultado da aplicação do teste de assimetria populacional



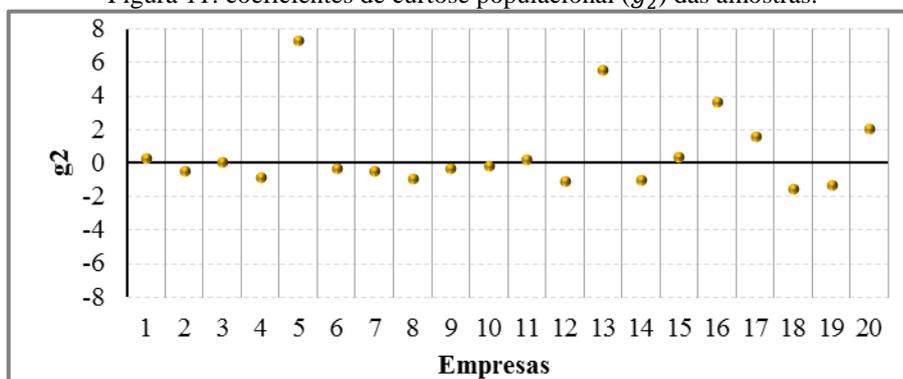
Fonte: formulação própria.

A depender exclusivamente do coeficiente de assimetria: somente 20% das empresas formaram amostras de vendas trimestrais consideradas provenientes de populações distribuídas assimetricamente; logo, para 80% das empresas, com amostras tidas como originárias de populações praticamente simétricas, a modelagem da variável contínua volume monetário de vendas à distribuição normal de probabilidade mostra-se aceitável. Dito de outra forma: para 80% dos casos, existe viabilidade prática da tradicional análise custo-volume-lucro em condições de incerteza, pois as distorções favorecem a modelagem $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

4.3 Relevância das Curtoses das Amostras – Teste de Curtose Populacional

Depois de avaliada a significância das assimetrias, este tópico volta-se à investigação das significâncias dos coeficientes de curtose populacional.

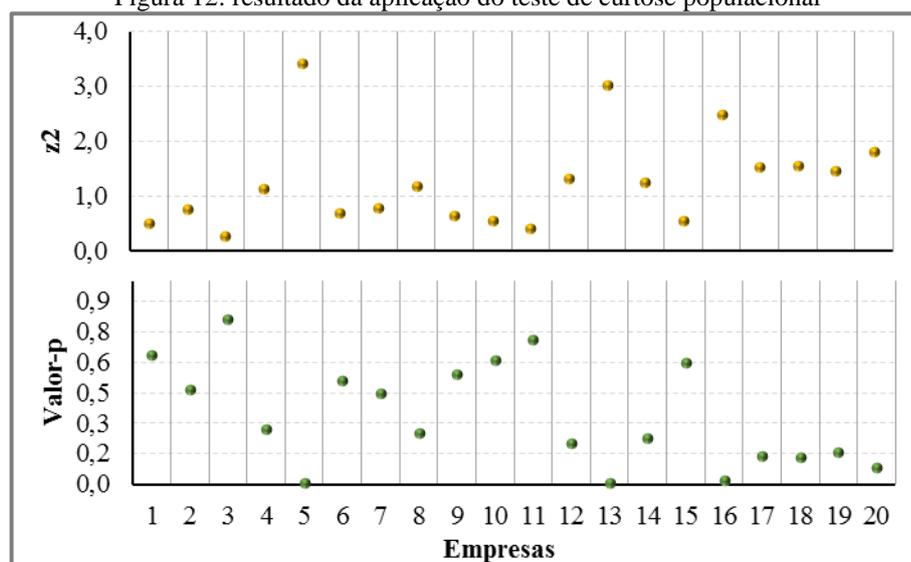
A Figura 11 expõe o conjunto de coeficientes de curtose populacional das amostras, confirmando as percepções preliminarmente elencadas com o Teorema de Chebyshev: a quantidade de amostras platocúrticas supera o número de leptocúrticas; as curtoses positivas são destacadamente mais intensas; nos casos das empresas 1, 3 e 11 as distribuições são praticamente mesocúrticas.

Figura 11: coeficientes de curtose populacional (g_2) das amostras.

Fonte: formulação própria.

Todos os resultados da aplicação do teste de curtose populacional estão resumidos na Figura 12: amparado em um nível de confiança de 95% e na perspectiva bicaudal de interpretação, as três amostras com coeficientes de curtose situados acima de 2 são significativa e efetivamente leptocúrticas (casos 5, 13 e 16, para os quais **valor-p** e **z₁** obtiveram respostas muito inferiores ao nível de significância e muito superiores ao valor crítico de 1,96, respectivamente); para 18 coeficientes, o teste de curtose populacional não teve como rejeitar a **H₀**, pois as respostas assumidas por **valor-p** e **z₁** estão acima de 0,05 e dentro do intervalo $[-1,96; 1,96]$, respectivamente; destarte, para mais de 80% das empresas (17 casos) as curtoses positivas e negativas devem ser interpretadas como não significativas.

Figura 12: resultado da aplicação do teste de curtose populacional



Fonte: formulação própria.

Se dependesse unicamente do coeficiente de curtose: menos de 20% das empresas constituíram amostras de vendas trimestrais provenientes de populações com distribuições de formatos efetivamente leptocúrticos; logo, para mais de 80% das empresas, com amostras tidas como originárias de populações praticamente mesocúrticas, a modelagem da variável contínua volume monetário de vendas à distribuição normal de probabilidade mostra-se tolerável. Portanto, para mais de 80% dos casos, tem-se como viável a prática da tradicional análise custo-volume-lucro em condições de incerteza no contexto do setor de Transportes, exatamente por ser aceitável a modelagem $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

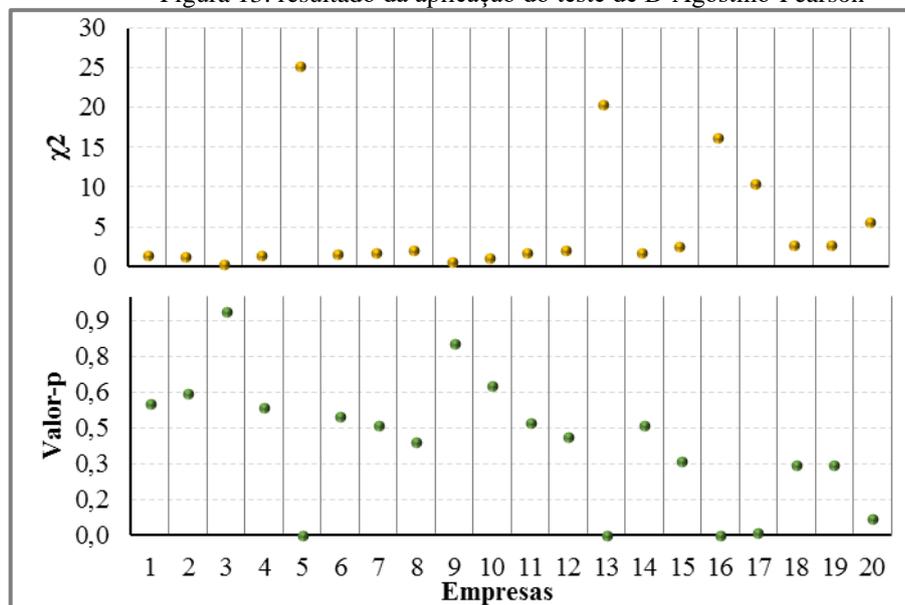
4.4 Normalidade das Amostras – Teste de D’Agostino-Pearson

Este tópico conclui a análise dos resultados com a definição das amostras de vendas trimestrais efetivamente aptas à modelagem $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

Dependente da aplicação prévia dos testes populacionais de assimetria e de curtose, o resumo da execução do teste de normalidade de D’Agostino-Pearson para todas as amostras encontra-se na Figura 13, onde: por terem sido confirmadas como assimétricas à direita e leptocúrticas, ambas as configurações derivadas da presença de observações atípicas, já era esperada a rejeição da hipótese nula para as amostras das empresas 5, 13 e 16 (de acordo com a estatística χ^2 de cada caso, um nível de confiança de 95% e graus de liberdade variando entre 22 e 21, para as três o valor-p manteve-se muito abaixo de 0,05, sentenciando a rejeição da **H₀**); a empresa 17 também teve refutada a possibilidade de sua amostra ser modelada à distribuição normal, mas única e exclusivamente em função da assimetria acentuada à direita,

pois sua forma leptocúrtica mostrou-se estatisticamente inexpressiva; sendo assim, 80% dos participantes da pesquisa (16 empresas) tiveram suas amostras consideradas aptas à parametrização fundamentada na distribuição normal – $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

Figura 13: resultado da aplicação do teste de D'Agostino-Pearson



Fonte: formulação própria.

Com 16 empresas apresentando amostras de vendas trimestrais oriundas de populações normalmente distribuídas, a viabilidade prática da tradicional análise custo-volume-lucro em condições de incerteza no âmbito do setor de Transportes conta com 80% de aceitação. Em relação ao grupo de 4 empresas não habilitadas: com distribuições simultaneamente assimétricas à direita e leptocúrticas, 5, 13 e 16; apesar de praticamente mesocúrtica, a assimetria à esquerda da 17 tem influência suficiente à descaracterização da normalidade.

5 Considerações Finais

Se a aplicação da análise de custos segundo uma abordagem estocástica representa uma iniciativa indispensável às empresas, em períodos de dificuldades ao desenvolvimento da economia sua importância se intensifica ainda mais em virtude da propensão ao aumento do risco de superação do ponto de equilíbrio contábil. Devido ao desaquecimento do consumo e do arrefecimento da atividade industrial, ambos provocados pela perda de desempenho da economia brasileira em 2015, atualmente as empresas do setor de Transportes tendem a enfrentar maiores obstáculos à formação de valores aceitáveis ao lucro antes dos juros e do imposto de renda, motivando a realização de pesquisas voltadas, por exemplo, à implementação do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza – calcado na hipótese $LAJIR \sim N(\mu_{LAJIR}; \sigma_{LAJIR}^2)$, podendo ser satisfatoriamente substituída por $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

Tendo justamente a investigação da viabilidade prática da metodologia clássica de análise do risco de superação dos pontos de equilíbrios no contexto das empresas brasileiras do setor de Transportes listadas na **BM&FBOVESPA** como objetivo, esta pesquisa pode ter seus resultados sintetizados da seguinte forma: das 20 organizações selecionadas, apenas quatro não apresentam históricos de vendas propícios ao uso do modelo, pois tais amostras são originárias de populações com distorções e curtoses capazes de inviabilizar a modelagem $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$, fato ratificado com o teste de D'Agostino-Pearson; 16 organizações têm

amostras originárias de populações cujas distribuições são praticamente simétricas e mesocúrticas, por isso o teste de D'Agostino-Pearson considera as mesmas como provenientes de populações normalmente distribuídas, confirmando $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$ e, conseqüentemente, garantindo a condição necessária à prática do método clássico.

Calculada em 80% a frequência das empresas do setor de Transportes aptas à prática do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro em condições de incerteza, cabe aos investidores, profissionais do mercado de capitais, credores, fornecedores e acionistas exigirem dos gestores o processamento, o uso e a divulgação de informações acerca dos riscos de superação dos pontos de equilíbrios financeiro, contábil e econômico, principalmente em virtude do período atual ser desfavorável ao recrudescimento do desempenho da economia brasileira no curto prazo.

Referências

- ALMAZARI, A. A. Financial performance analysis of the jordanian arab bank by using the dupont system of financial analysis. **International Journal of Economics and Finance**, v. 4, n. 4, abr. 2012.
- CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. Fusões e aquisições de empresas brasileiras: criação de valor e sinergias operacionais. **Revista de Administração de Empresas - RAE**, v. 49, n. 2, p. 206-220, abr. 2009.
- CAMARGO, C.; ANÃNÃ, E. S. Utilização de modelos estatísticos na análise das relações custo-volume-lucro em condições de incerteza: aplicação em uma empresa de transporte de cargas. In: ENCONTRO DA ANPAD - ENANPAD, 30., 2006, Salvador. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2006.
- CHINELATO, F. B.; CRUZ, D. B. F.; ZIVIANI, F. Made in brazil: o impacto da infraestrutura da logística brasileira nas operações de comércio exterior. **Revista Administração em Diálogo – RAD**, v. 13, n. 3, p.44-55, set/out/nov/dez 2011.
- CUNHA, M. F.; MARTINS, E.; ASSAF NETO, A. Avaliação de empresas no Brasil pelo fluxo de caixa descontado: evidências empíricas sob o ponto de vista dos direcionadores de valor nas ofertas públicas de aquisição de ações. **Revista de Administração**, v. 49, n. 2, p. 251-266, abr. 2014.
- CRUZ, J. A. W. O Impacto do custo de capital próprio no ponto de equilíbrio. **Em pauta-** Revista de Contabilidade do Mercado em Ciências Contábeis da UERJ, Rio de Janeiro, n. 1, 2008.
- DOWNING, D.; CLARK, J. **Business statistics**. 5. ed. New York: Barron's, 2010.
- DU, X.; TIAN, V.; ZHANG, G. Application of EVA in the performance evaluation of the state-owned enterprises: case in eastern airlines corporation limited. **Management Science and Engineering**, v. 7, n. 3, p. 46-51, 2013.
- GHEORGHE, S. The Analysis of profitability indicators. **Constantin Brâncuși**. 2013.
- GOLEMBSKI, G. The Impact of modern management methods on hotel operational performance. **Tourism Review**, v. 62, n. 2, p. 31-36, 2007.
- GUERRA, A.; ROCHA, W.; CORRAR, L. Análise do impacto das variações de receitas nos lucros das empresas com diferentes estruturas de custos. **Revista de Administração**, v. 42, n. 2, p. 227-238, abr. 2007.

IUDÍCIBUS, S.; MELLO, G. R. **Análise de custos: uma abordagem quantitativa**. São Paulo: Atlas, 2013.

JAEDICKE, R. K.; ROBICHEC, A. A. Cost-volume-profit analysis under conditions of uncertainty. **The Accounting Review**, v. 39, n. 4, p. 917-926, out. 1964.

LEONE, R. J. G.; LEONE, G. S. G. Um Enfoque matemático e estatístico para a análise do custo-volume-lucro e suas hipóteses simplificadoras. **Revista Contabilidade Vista e Revista**, v. 19, n. 4, p. 129-150, out. 2008.

LIESZ, T.; MARANVILLE, S. Ratio analysis featuring the Dupont method: an overlooked topic in the finance module of small business management and entrepreneurship courses. **Small Business Institute Journal**, v.1, 2008.

MARQUES, K. C.; ABBAS, K.; TONIN, J. M.; LEONCINE, M. Relação entre estrutura de custos e despesas com o desempenho: estudo em hospitais brasileiros. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 21., 2014, Natal. **Anais...** São Leopoldo: ABC, 2014.

MARTINS, E. **Contabilidade de custos**. 10. ed. São Paulo: Atlas, 2010.

MEUCCI, A. **Risk and asset allocation**. New York: Springer, 2007.

OSAZEVBARU, H. O. Financial modeling in non-profit organizations: the cost-volume-profit approach. **Journal of Finance and Accounting**, v. 5, n. 6, p. 64-71, 2014.

PALIA, A. P. Target profit pricing with the web-based breakeven analysis package. **Developments in Business Simulation and Experiential Learning**, v. 58, p. 197-204, 2008.

RAY, S. Efficacy of economic value added concept in business performance measurement. **Advances in Information Technology and Management**, v. 2, n. 3, p. 260-267, 2012.

ROGOVA, E. Dupont analysis of the efficiency and investment appeal of russian oil-extracting companies. In: INTERNATIONAL SCIENTIFIC CONFERENCE, 8., 2014, Vilnius. **Anais...** Vilnius: Vilnius Gediminas Technical University, 2014.

SHIM, J. K.; SIEGEL, J. G. **Modern cost management & analysis**. New York: Barron's Business Library, 3^o ed. 2009.

SHIM, J. K.; SIEGEL, J. G.; DAUBER, N. **Corporate controller's handbook of financial management**. New York: Barron's Business Library, 2008.

SOUZA, M. A.; SCHNORR, C.; FERREIRA, F. B. Análise das relações custo-volume-lucro como instrumento gerencial: um estudo multicaso em indústrias de grande porte o Rio Grande do Sul. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 5, n. 12, p. 109-134, jul. 2011.

SHEELA, C.; KARTHIKEYAN, K. Financial performance of pharmaceutical industry in India using dupont analysis. **Journal of Business and Management**, v. 4, n. 14, p. 84-91, 2012.

SHESKIN, D. J. **Parametric and nonparametric statistical procedures**. New York: Chapman & Hall/CRC, 3. ed. 2004.

TRIFAN, A.; ANTON, C. Using cost-volume-profit analysis by management. **Bulletin of the Transilvania University of Braşov**, v. 4, n. 53, 2011.