

VIABILIDADE DA APLICAÇÃO DA TRADICIONAL ANÁLISE CUSTO-VOLUME-LUCRO SOB CONDIÇÕES DE INCERTEZA: UM ESTUDO EXPLORATÓRIO NO SETOR DE TRANSPORTES

PRACTICAL VIABILITY OF THE TRADITIONAL MODEL OF COST-VOLUME-PROFIT ANALYSIS UNDER CONDITIONS OF UNCERTAINTY: AN EXPLORATORY STUDY IN THE TRANSPORTATION SECTOR

Adail Marcos Lima da Silva

Mestre em Finanças pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB)
Professor da Unid. Acad. de Adm. e Contabilidade da Univ. Fed. de Campina Grande
e-mail: 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 os testes não paramétricos de Van der Waerden e 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.

Abstract:

With the difficulties currently faced by the Brazilian economy, the implementation of cost-volume-profit analysis according to risk perspective should be seen as an even more significant initiative, because, professionals in the capital market, investors, shareholders, creditors and suppliers need to make decisions about the risk of overcoming the economic break-even point, for example. Thus, this study aims to conduct an exploratory research

- a) Submissão em: 30/11/2015.
- b) Envio para avaliação em: 02/01/2016.
- c) Término da avaliação em: 05/01/2016.
- d) Correções solicitadas em: 05/01/2016.
- e) Recebimento da versão ajustada em: 12/02/2016.
- f) Aprovação final em: 17/02/2016.

focused on investigation of the practical viability of the traditional model of cost-volume-profit analysis under conditions of uncertainty in the context of Brazilian companies in the Transport sector. The methodology sought to infer whether quarterly samples of the net proceeds of the organizations are effectively originate in populations normally distributed, sufficient condition for implementation of the traditional model. For the treatment of data were used the Chebyshev's theorem, the parametric tests of population skewness and population kurtosis and the non-parametric tests of Van der Waerden and D'Agostino-Pearson. As for the results: of the 20 selected organizations, only four have no historical sales favorable to the use of the model, because these samples originated from populations with distortions and kurtosis able to derail the modeling according to the Gaussian distribution, situations ratified with the D'Agostino-Pearson test. Estimated at 80% the proportion of transport sector companies with ability to practice the traditional model of cost-volume-profit in uncertain conditions, it is expected that managers adopt measures to calculate, use and disclose the risk of overcoming the breakeven point - financial, accounting and economic.

Keywords: Cost-Volume-Profit Analysis. Conditions of Uncertainty. Transport Sector.

1 Introdução

A aplicação da análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza pode ser realizada por meio 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, conseqüentemente, 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 populacional e de curtose populacional e nos testes não paramétricos de Van der Waerden e de D'Agostino-Pearson.

Dois argumentos podem ser lançados em defesa da relevância desta proposta de pesquisa: em relação ao contexto nacional, a investigação da viabilidade prática da análise custo-volume-lucro sob condições de incerteza através da metodologia de Jaedicke e Robichec (1964) representa uma iniciativa promissora, justamente em função da escassez de pesquisas especificamente desenvolvidos para tanto; quanto à literatura nacional especializada em análise de custos, poucos manuais apresentam conteúdo especialmente voltado à análise dos riscos de superação dos equilíbrios financeiro, contábil e econômico por intermédio da modelagem do lucro operacional segundo a distribuição normal de probabilidade, destacando-se mais recentemente as contribuições de Iudícibus e Mello (2013).

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.

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

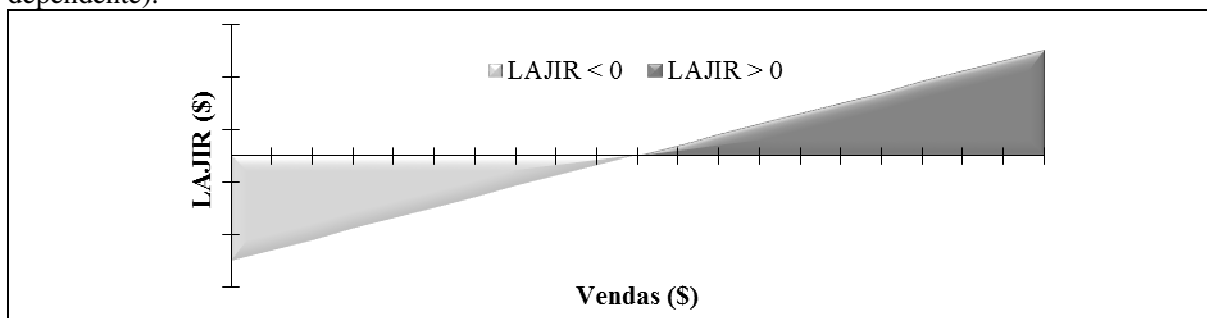
Conhecidos os destinos mutuamente inclusivos assumidos pelo **LAJIR**, outra importante questão a ser sanada enfatiza sua origem. Sendo assim: como pode ser explicada a formação do **LAJIR**?

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**).

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

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: elaborado pelo autor, com base 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**, ocasião correspondente ao alcance do **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_s** 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_s**: **MCP%** informa a margem de contribuição ponderada percentual (GHEORGHE, 2013; GOLEMBSKI, 2007; OSAZEVBARU, 2014; TRIFAN; ANTON, 2011).

$$\text{PEC}_s = \frac{\text{CGF}}{\text{MCP}\%} \quad (3)$$

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).

$$\text{LAJIR} = \text{MO} \times \text{Vendas} \quad (4)$$

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).

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

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_s**?

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 $\text{LAJIR} \sim N(\mu_{\text{LAJIR}}; \sigma_{\text{LAJIR}}^2)$; 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 $P(\text{LAJIR} < 0,00)$, justamente o risco de o **LAJIR** não ser positivo. Devido à relação linear anteriormente explicada com a Fórmula 2: a $P(\text{LAJIR} < 0,00) = P(\text{Vendas} < \text{PEC}_s)$, exatamente o risco de superação do **PEC_s** (IUDÍCIBUS; MELLO, 2013; SHIM; SIEGEL; DAUBER, 2008; SHIM; SIEGEL, 2009).

Constatada viabilidade técnica à modelagem descrita por $\text{LAJIR} \sim N(\mu_{\text{LAJIR}}; \sigma_{\text{LAJIR}}^2)$, 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_s** 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).

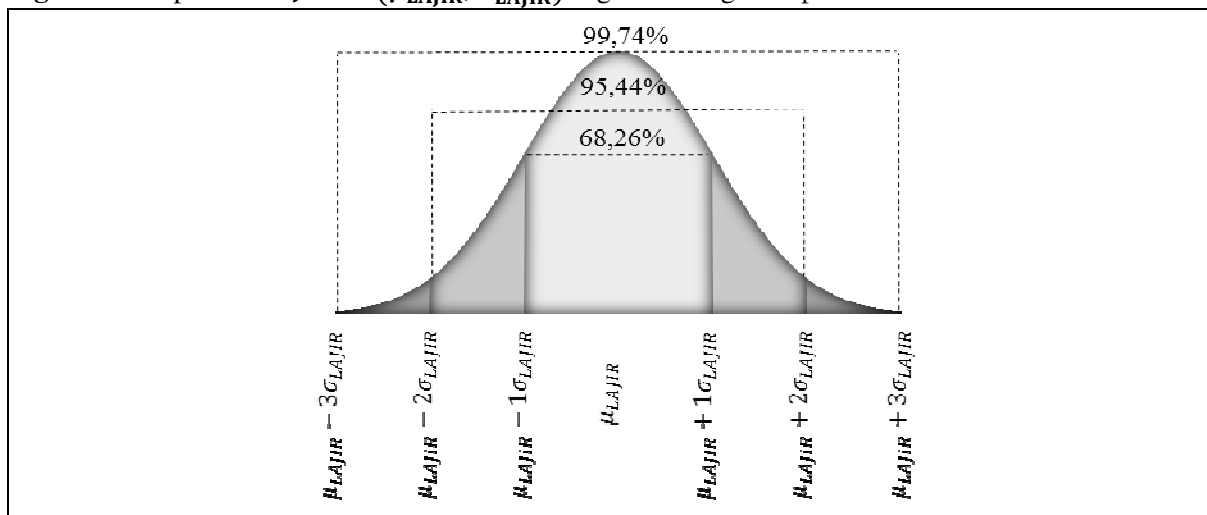
$$P(\text{LAJIR} < 0,00) = \frac{1}{2} \left[1 + \text{erf} \left(\frac{0 - \mu_{\text{LAJIR}}}{\sqrt{2\sigma_{\text{LAJIR}}^2}} \right) \right] \quad (6)$$

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_§** – $P(\text{LAJIR} > 0,00) = P(\text{Vendas} > \text{PEC}_{\text{§}})$.

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

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 (**LAJIR** – **1σ_{LAJIR}**, **LAJIR** + **1σ_{LAJIR}**, 95,44% em **LAJIR** – **2σ_{LAJIR}**, **LAJIR** + **2σ_{LAJIR}** e 99,74% em (**LAJIR** – **3σ_{LAJIR}**, **LAJIR** + **3σ_{LAJIR}**).

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



Fonte: elaborado pelo autor, com base 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_§**, 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 $\text{LAJIR} = f(Q)$, 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).

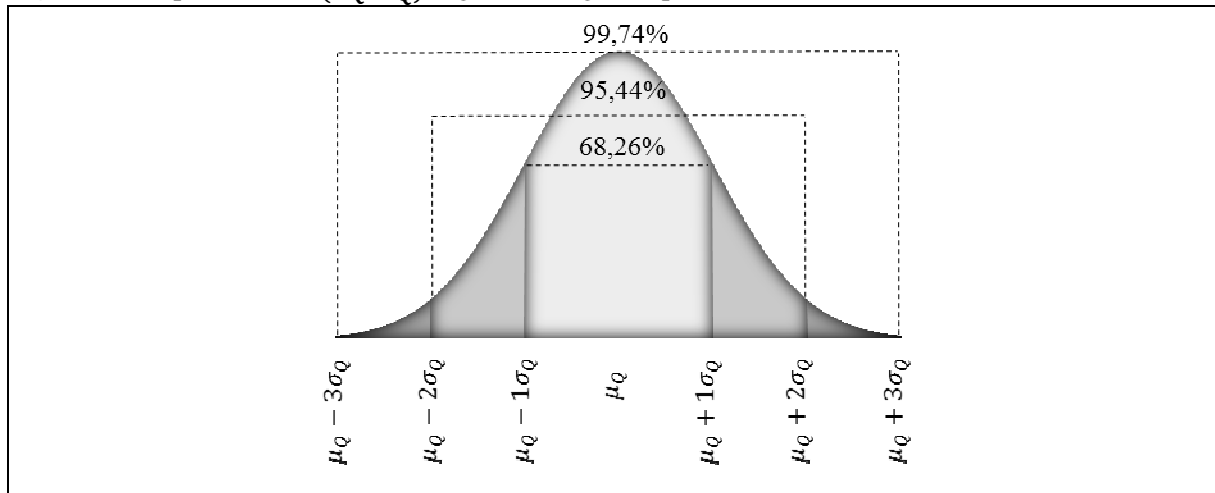
$$\mu_{\text{LAJIR}} = \text{MC}_uP \times \mu_Q - \text{CGF} \quad (10)$$

$$\sigma_{\text{LAJIR}} = \text{MC}_uP \times \sigma_Q \quad (11)$$

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.

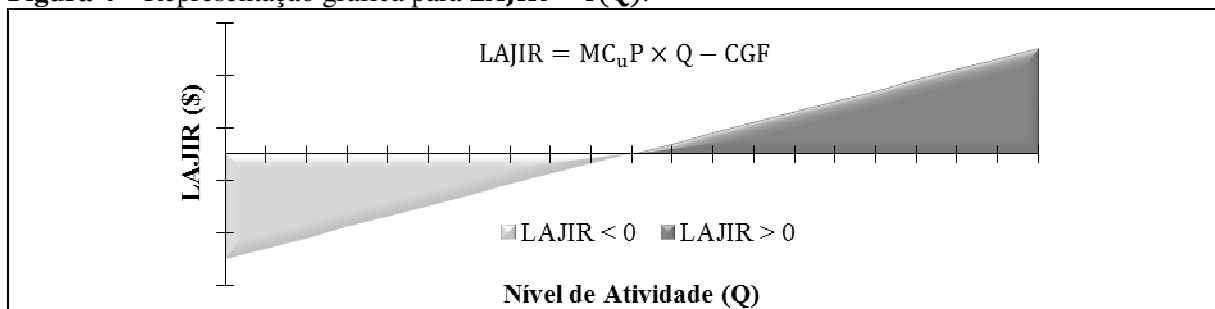
Finalmente, a Figura 4 traz uma representação gráfica para $\text{LAJIR} = f(Q)$, a motivação para $Q \sim N(\mu_Q; \sigma_Q^2)$ gerar a modelagem $\text{LAJIR} \sim N(\mu_{\text{LAJIR}}; \sigma_{\text{LAJIR}}^2)$.

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



Fonte: elaborado pelo autor, com base em Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009).

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



Fonte: elaborado pelo autor, com base em Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009).

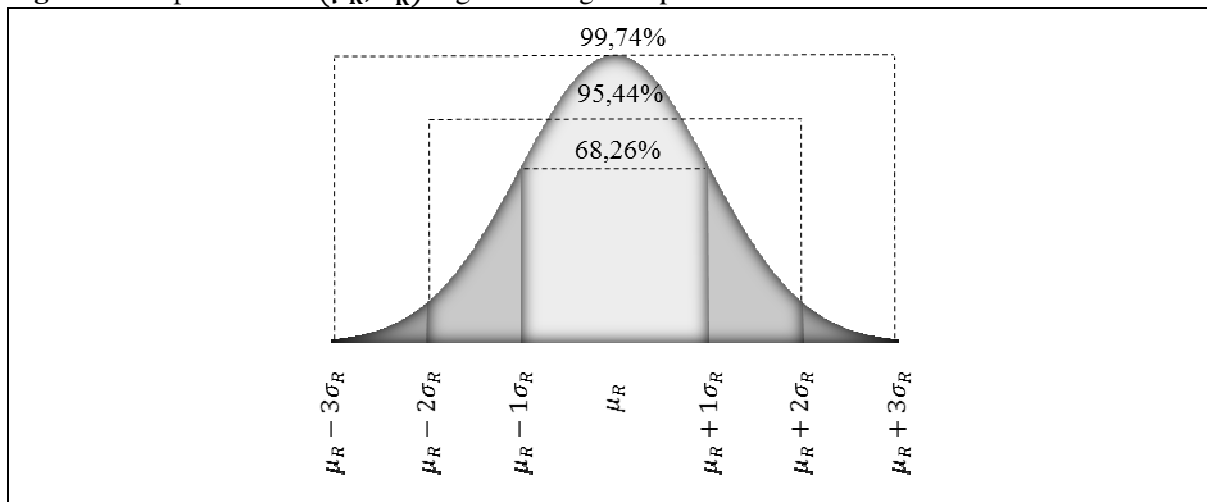
A investigação da viabilidade prática do modelo tradicional de análise custo-volume-lucro em condições de risco por intermédio do uso de dados oriundos das demonstrações contábeis deve tomar como referência o valor monetário das vendas, preferencialmente. Apesar de o método em tela seguir a hipótese $LAJIR \sim N(\mu_{LAJIR}; \sigma_{LAJIR}^2)$, 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 (**R**), pois $Q \sim N(\mu_Q; \sigma_Q^2)$ também torna possível a modelagem $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$. A partir das orientações de Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009), μ_R e σ_R podem ser calculados de acordo com as Fórmulas 12 e 13, onde $PV_u P$ representa o preço de venda unitário ponderado.

$$\mu_R = PV_u P \times \mu_Q \quad (12)$$

$$\sigma_R = PV_u P \times \sigma_Q \quad (13)$$

A Figura 5 ilustra a modelagem $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$, conforme a regra empírica.

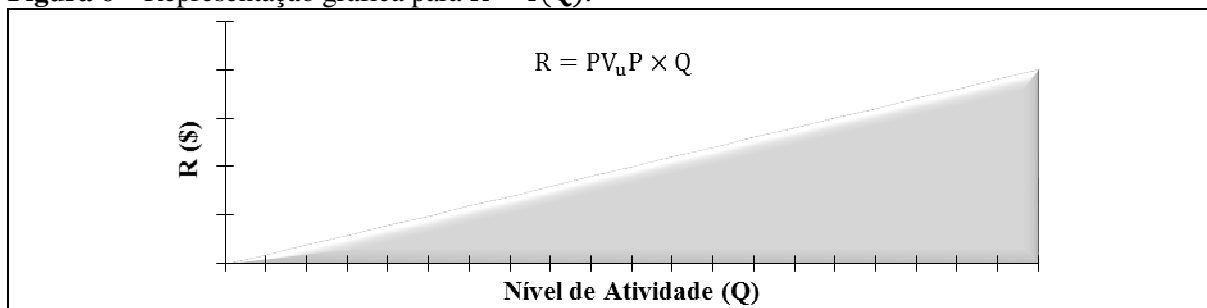
Figura 5 – Hipótese $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$ segundo a regra empírica.



Fonte: elaborado pelo autor, com base em Iudícibus e Mello (2013), Shim, Siegel e Dauber (2008) e Shim e Siegel (2009).

Por sua vez, a Figura 6 mostra graficamente $R = f(Q)$, condição responsável por $Q \sim N(\mu_Q; \sigma_Q^2)$ permitir a modelagem $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

Figura 6 – Representação gráfica para $R = f(Q)$.



Fonte: elaborado pelo autor, com base 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 atrelada ao alcance da versão contábil dos pontos equilíbrios. Todavia, qualquer valor projetado ao **LAJIR** pode ter apreciada sua viabilidade em forma de probabilidades (favorável e contrária), inclusive aqueles responsáveis por indicar os equilíbrios financeiro e econômico.

3 Aspectos Metodológicos

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 da hipótese $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

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. Para a obtenção de resultados mais robustos com os testes estatísticos explicados a seguir, foram excluídas da pesquisa aquelas com menos de 22 valores de receitas, 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: elaborado pelo autor, com base nos dados da pesquisa.

Os resultados foram construídos em cinco partes: a primeira traz uma análise comparativa dos históricos das vendas trimestrais das empresas, com ênfase no grau de aproximação quanto aos volumes monetários praticados; a segunda proporciona uma avaliação descritiva das amostras, por isso foi dado maior destaque 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 terceira 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 quarta analisa de modo mais robusto as formas como as empresas conseguiram conduzir suas vendas em torno da média; a quinta, fruto da reunião das três partes imediatamente anteriores, reúne conclusões definitivas para cada empresa em face da hipótese $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

Quanto ao tratamento dos dados, a primeira parte dos resultados contou com o teste não paramétrico de Van der Waerden, nas explicações de Sheskin (2004) apresentado como útil em inferências sobre as populações de duas ou mais amostras independentes.

A segunda parte teve sua elaboração fundamentada no teorema de Chebyshev, segundo Anderson, Sweeney e Williams (2007) muito útil à detecção de *outliers* e à observação do modo como os elementos das amostras se distribuem dentro dos intervalos formados com um, dois e três desvios à esquerda e à direita da média, ajudando a levantar percepções iniciais quanto à forma de uma distribuição.

As partes terceira e quarta contaram com os testes paramétricos de assimetria populacional e de curtose populacional, respectivamente empregados em inferências sobre se as populações das amostras são significativamente assimétricas e incompatíveis com a curtose do tipo mesocúrtica, pois a um dado nível de significância coeficientes populacionais de assimetria e de curtose podem não ser efetivamente diferentes dos valores responsáveis por classificar uma distribuição como simétrica e mesocúrtica, de acordo com Sheskin (2004).

A última parte teve sua construção realizada por intermédio do teste não paramétrico de D'Agostino-Pearson, especificamente implementado sob o propósito de inferir sobre se a distribuição gaussiana explica o formato da população de origem de uma amostra qualquer (SHESKIN, 2004) – com estatística de teste calculada com base nas estatísticas dos testes populacionais de assimetria e de curtose, sua metodologia prevê a rejeição da hipótese de

normalidade se uma distribuição populacional for tida como excessivamente assimétrica, podendo ser à direita ou à esquerda, e/ou efetivamente muito diferente do formato mesocúrtico, portanto expressivamente leptocúrtica ou platicúrtica.

Os quatro testes mencionados foram executados segundo um nível de significância de 0,05; através de Van der Waerden testou-se se as amostras correspondentes aos históricos trimestrais das vendas são originárias de populações com distribuições equivalentes, portanto se as empresas praticaram volumes monetários de vendas ao trimestre em intensidades equivalentes; o teste de assimetria populacional teve como hipótese nula (H_0) a defesa do formato simétrico para as populações de origem de todas as amostras; o teste de curtose populacional teve como H_0 a alegação de contorno mesocúrtico para as populações de todas as amostras; por fim, para o teste de D'Agostino-Pearson a H_0 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 modelos de planilhas do Microsoft Excel, devidamente construídos a partir dos ensinamentos de Sheskin (2004), em relação aos quatro testes empregados, e de Anderson, Sweeney e Williams (2007), quanto ao teorema de Chebyshev.

4 Apresentação e Análise dos Resultados

De acordo com a descrição feita em aspectos metodológicos, esta seção apresenta e analisa os resultados da pesquisa enfatizando, sequencialmente, o grau de similaridade entre as empresas quanto ao volume de vendas ao trimestre, as percepções iniciais sobre os formatos das distribuições das amostras, as intensidades dos vieses, os níveis efetivos de concentração em torno da média e, finalmente, as inferências relacionadas ao tipo de distribuição de probabilidade da população de cada amostra, sempre tendo como parâmetro a distribuição normal.

4.1 Equivalência entres as empresas quanto à receita trimestral – Van der Waerden

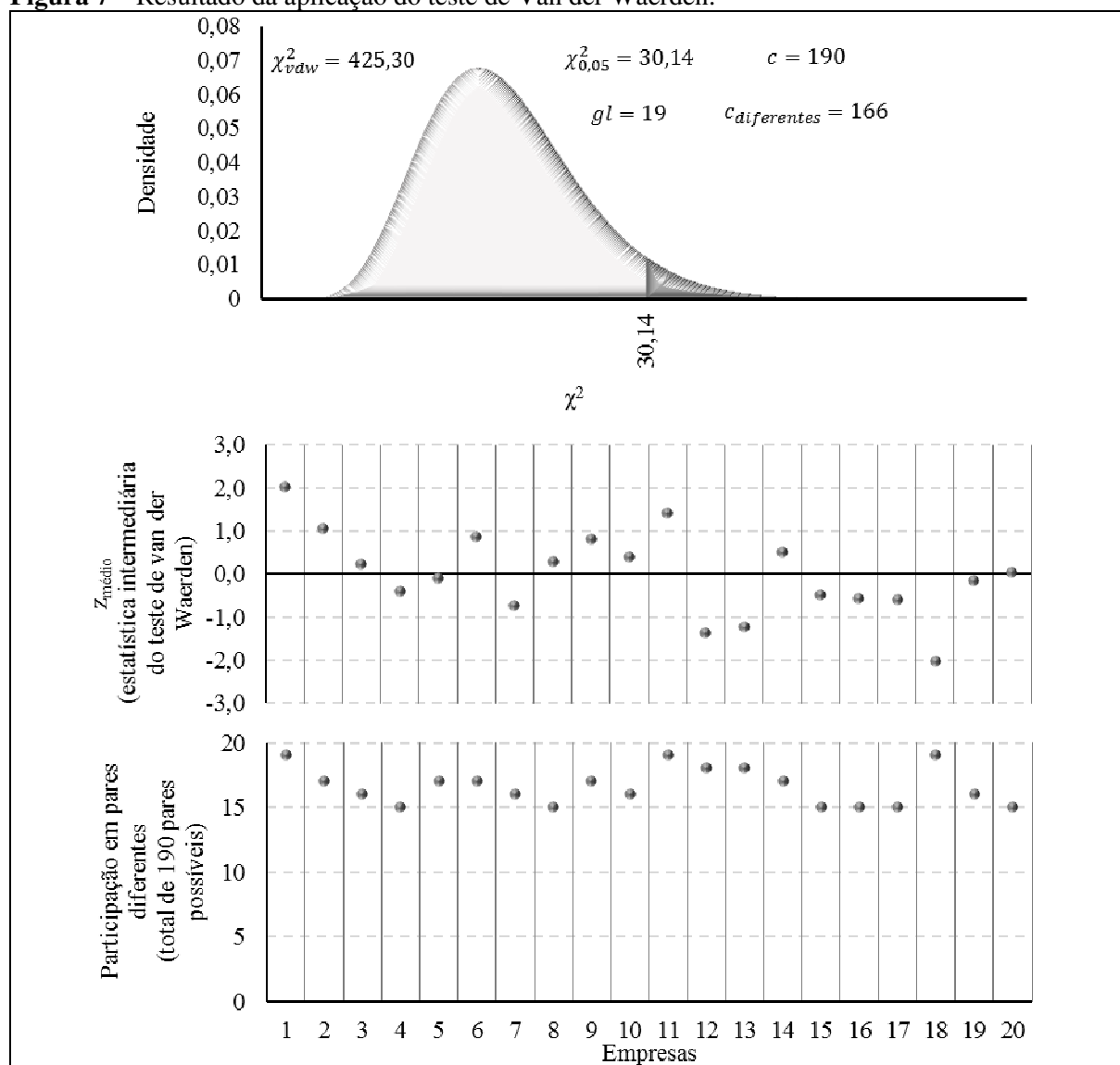
Por intermédio do resumo da aplicação do teste de Van der Waerden sobre o conjunto das amostras correspondentes aos históricos das receitas trimestrais, sendo este o conteúdo exato da Figura 7, tem-se como analisar o grau de equivalência entre as empresas do setor de Transportes, especificamente quanto aos níveis de receita praticados de 31/03/2009 a 30/09/2014.

O setor avaliado tem em sua composição organizações expressivamente distintas sob a perspectiva do valor monetário historicamente alcançado por suas receitas de vendas, rejeitando H_0 de forma categórica, inclusive com muito mais de 95% de confiança (de acordo com o primeiro gráfico da Figura 7, a estatística de teste, χ^2_{vdw} de 425,30, tem valor muito acima da referência crítica, $\chi^2_{0,05}$ de 30,14) – como ilustração ao elevado grau de heterogeneidade mencionado, das 190 possibilidades de formação de pares de amostras envolvendo os integrantes do setor, valor calculado com $[20 \times (20 - 1)]/2$, 166, portanto pouco mais de 87% do total, são pares com históricos significativamente diferentes (c e c diferentes, ainda no primeiro gráfico, se referem aos pares possíveis e aos pares diferentes, respectivamente).

Com base em $Z_{\text{médio}}$ (segundo gráfico da Figura 7), uma estatística intermediária do teste de Van der Waerden fundamentada no valor da média dos escores padronizados dos elementos de cada amostra no conjunto de todas as amostras, as empresas foram classificadas quanto ao volume histórico de suas vendas, e segundo esta perspectiva as empresas 1, 11, 2, 6

e 9 se destacaram dentro do período por terem alcançado as cinco primeiras posições, enquanto 17, 7, 13, 11 e 18 ficaram com as últimas cinco colocações; cada empresa constituiu uma sequência de receitas de vendas diferente de outras 15, no mínimo (terceiro gráfico da Figura 7); ainda, além de mutuamente exclusivas, as empresas 1, 11 e 18 tiveram receitas totalmente diferentes de todas as demais, sendo assim, as três participaram de 19 pares com amostras estatisticamente dessemelhantes, em 19 possíveis para cada uma; por fim, enquanto os protagonismos das empresas 1 e 11 são resultantes dos dois maiores volumes históricos de receitas de vendas do setor, a 18 se difere devido ao seu nível de atividade ter gerado a sequência com os menores patamares monetários.

Figura 7 – Resultado da aplicação do teste de Van der Waerden.



Fonte: elaborado pelo autor, com base nos dados da pesquisa.

Segundo o teste de Van der Waerden, o setor de Transportes é composto por empresas muito diferentes em se tratando de volume monetário de vendas; disparidades expressivas quanto aos preços dos serviços praticados e às capacidades instaladas, por exemplo, são duas explicações plausíveis à compreensão do destacado grau de heterogeneidade constatado; o

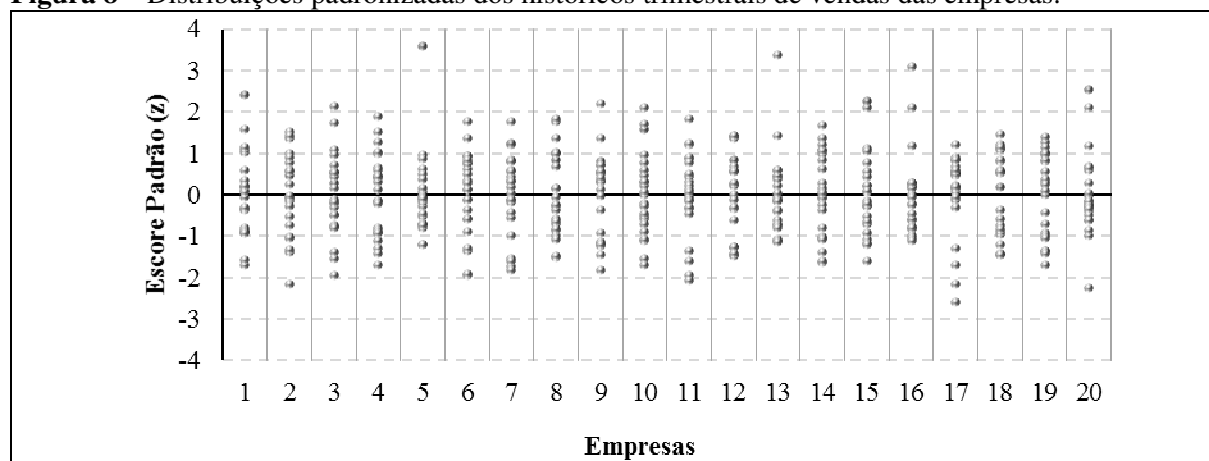
fato de as amostras serem estatisticamente desiguais em intensidade monetária não as impedem de receber a modelagem fundamentada na distribuição normal de probabilidade, sendo este o ponto central da investigação reunida nos próximos quatro tópicos – todos os participantes do setor podem apresentar viabilidade técnica para $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$, com os valores assumidos por μ_R e σ_R^2 formando pares responsáveis pelo único tipo importante de diferença entre os mesmos.

4.2 Análise exploratória 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 8 reúne todas as distribuições devidamente padronizadas, permitindo, então, realizar comparações e outras análises em conjunto – tais iniciativas não lograriam êxito com os escores originais devido à discrepância histórica das receitas praticadas, constatação ratificada com o teste de Van der Waerden.

Sendo assim: 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 8 – Distribuições padronizadas dos históricos trimestrais de vendas das empresas.



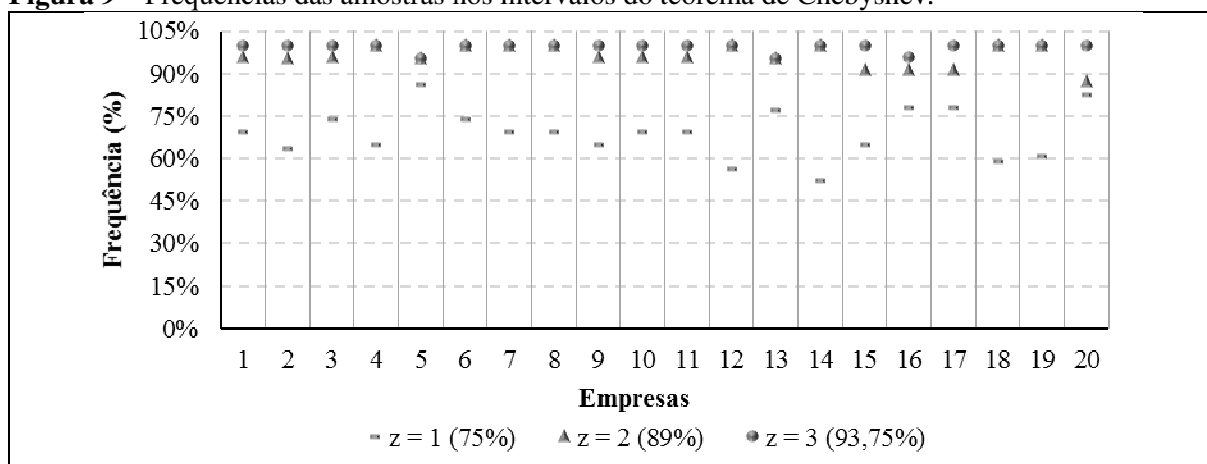
Fonte: elaborado pelo autor, com base nos dados da pesquisa.

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 9 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 9 – Frequências das amostras nos intervalos do teorema de Chebyshev.



Fonte: elaborado pelo autor, com base nos dados da pesquisa.

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 incerteza no setor de Transportes.

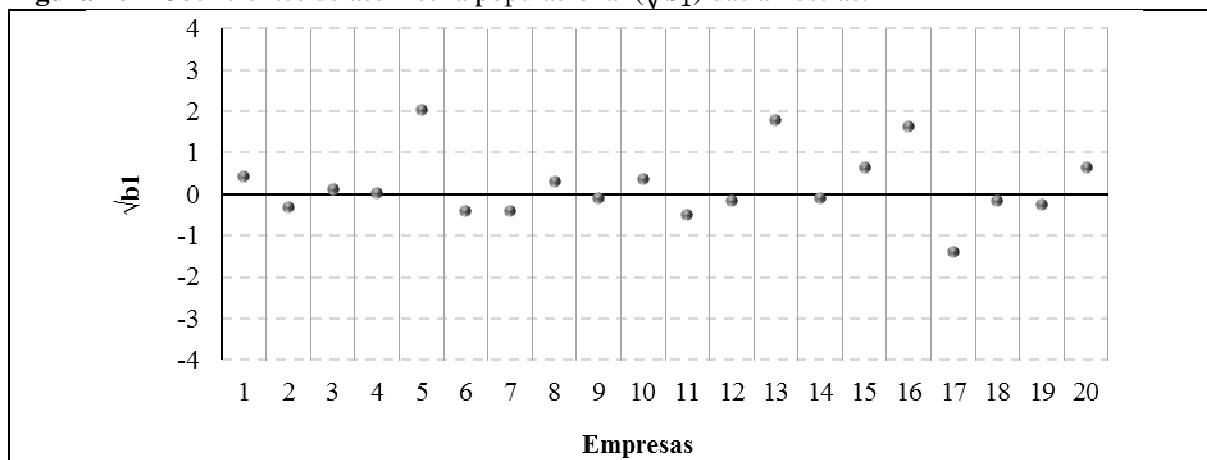
4.3 Relevância das Assimetrias das Amostras – Teste de Assimetria Populacional

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

Primeiramente, a Figura 10 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

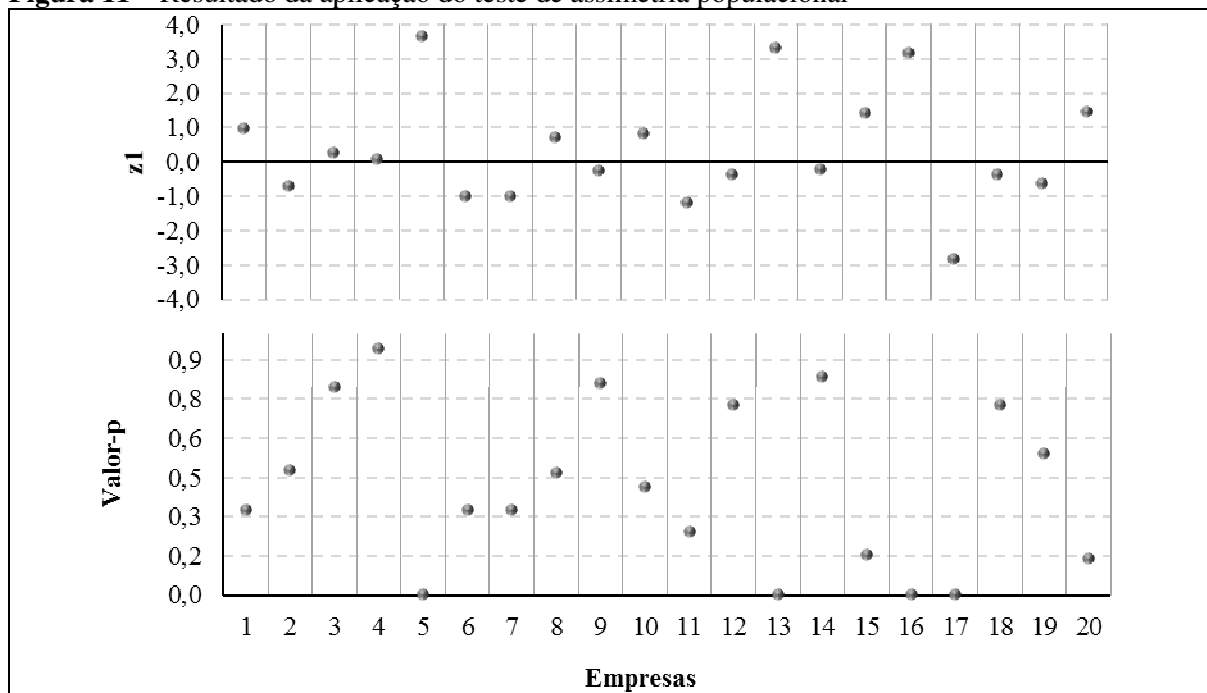
simétrica, justamente em virtude de seu coeficiente ter assumido um valor aproximadamente nulo.

Figura 10 – Coeficientes de assimetria populacional ($\sqrt{b_1}$) das amostras.



Fonte: elaborado pelo autor, com base nos dados da pesquisa.

Figura 11 – Resultado da aplicação do teste de assimetria populacional



Fonte: elaborado pelo autor, com base nos dados da pesquisa.

O conjunto de todos os resultados obtidos com a aplicação do teste de assimetria populacional está apresentado na Figura 11, onde: amparado em um nível de significância de 0,05 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 z_1 inferior ao limite crítico de -1,96) e três à direita (casos 5, 13 e 16, para os quais **valor-p** e z_1 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 H_0 , pois as respostas atribuídas ao **valor-p** e à z_1 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.

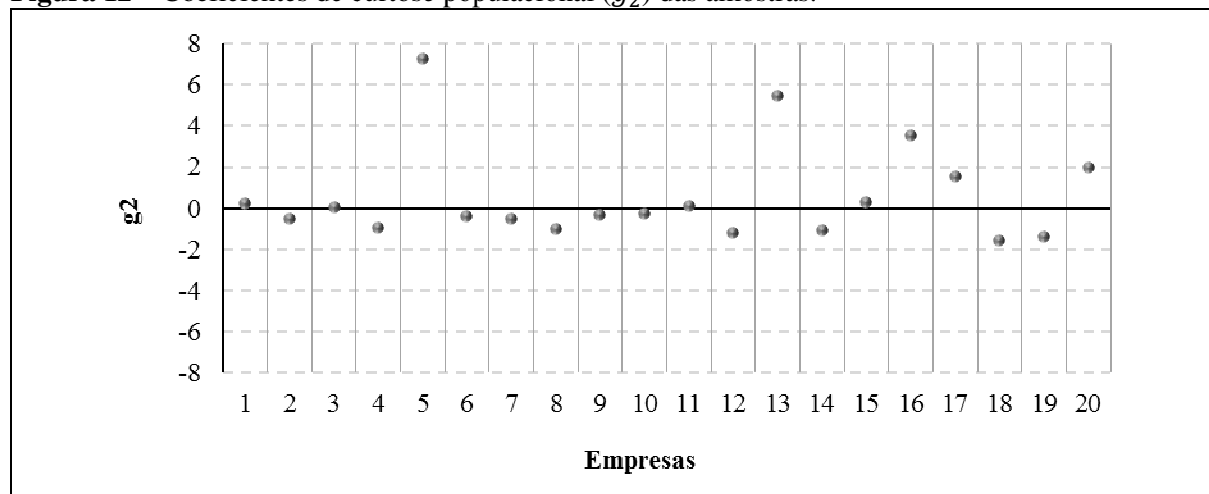
A depender exclusivamente do coeficiente de assimetria: somente 20% das empresas formaram amostras de vendas trimestrais consideradas provenientes de populações distribuídas assimetricamente; logo, para 80% das empresas, com amostras tidas como originárias de populações praticamente simétricas, a modelagem 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 à prática da tradicional análise custo-volume-lucro em condições de incerteza, pois as distorções favorecem a modelagem $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

4.4 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 12 expõe o conjunto de coeficientes de curtose populacional das amostras, confirmando as percepções preliminarmente elencadas com o Teorema de Chebyshev: a quantidade de amostras platicúrticas 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.

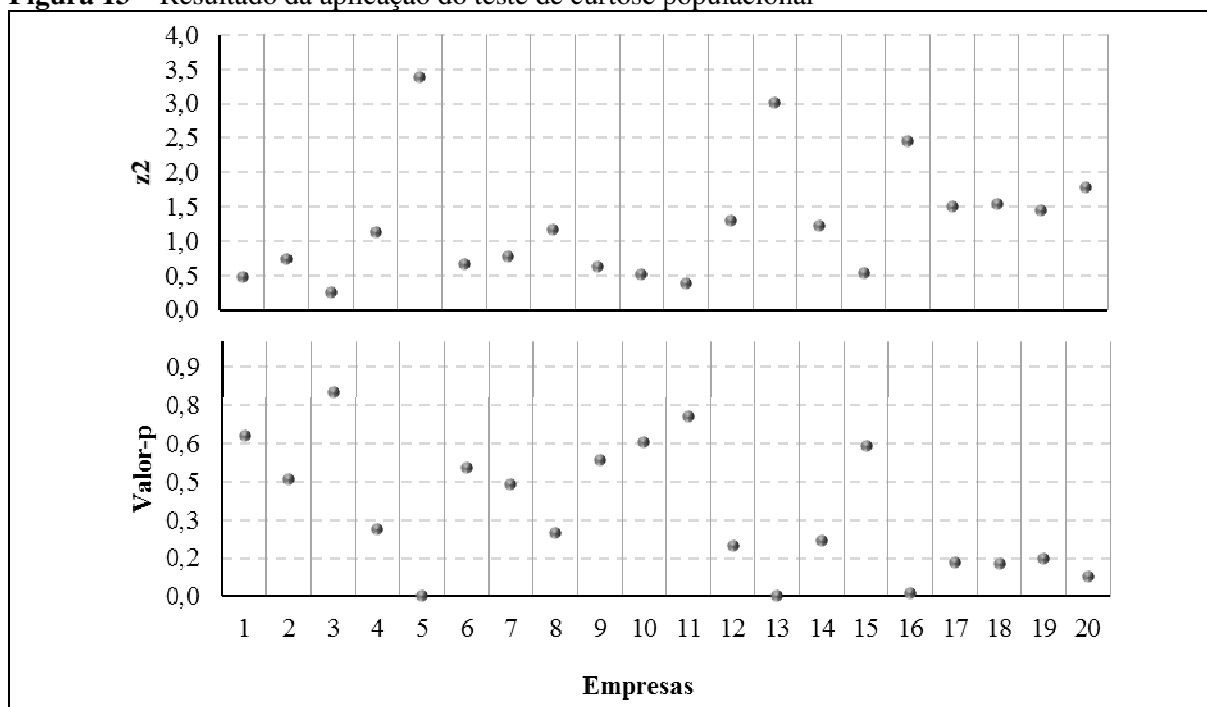
Figura 12 – Coeficientes de curtose populacional (g_2) das amostras.



Fonte: elaborado pelo autor, com base nos dados da pesquisa.

Todos os resultados da aplicação do teste de curtose populacional estão resumidos na Figura 13: amparado em um nível de significância de 0,05 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 z_1 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 H_0 , pois as respostas assumidas por **valor-p** e z_1 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 13 – Resultado da aplicação do teste de curtose populacional



Fonte: elaborado pelo autor, com base nos dados da pesquisa.

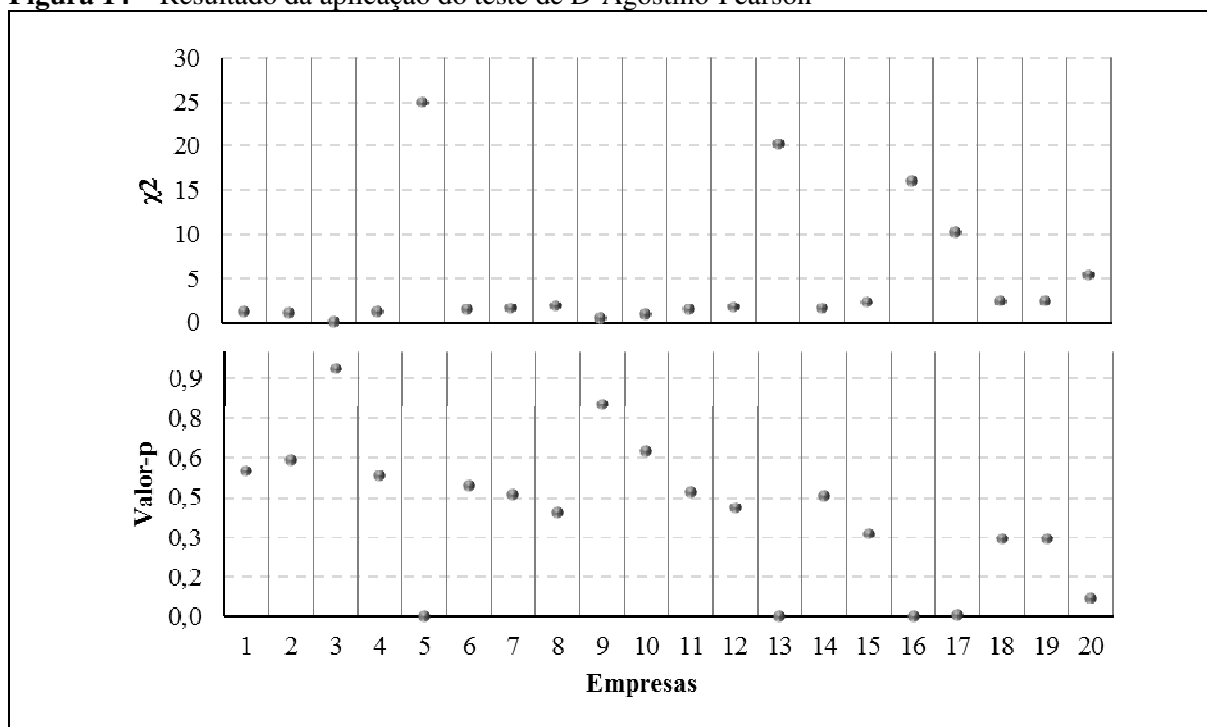
Se dependesse unicamente do coeficiente de curtose: menos de 20% das empresas constituíram amostras de vendas trimestrais provenientes de populações com distribuições de formatos efetivamente leptocúrticos; logo, para mais de 80% das empresas, com amostras tidas como originárias de populações praticamente 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 $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

4.5 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 14, 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 significância de 0,05 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 H_0); 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 14 – Resultado da aplicação do teste de D’Agostino-Pearson



Fonte: elaborado pelo autor, com base nos dados da pesquisa.

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 ao 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 $LAJIR \sim N(\mu_{LAJIR}; \sigma_{LAJIR}^2)$, sua viabilidade pode ser satisfatoriamente averiguada por intermédio de inferências relacionadas à hipótese $R \sim N(\mu_R; \sigma_R^2)$.

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, consequentemente, 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 de o período atual ser desfavorável ao recrudescimento do desempenho da economia brasileira, em curto e médio prazos.

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**, Toronto, v. 4, n. 4, p. 86-94, apr. 2012.
- ANDERSON, D. R.; SWEENEY, D. J.; WILLIAMS, T. A. **Estatística aplicação à administração e economia**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2007.
- CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. Fusões e aquisições de empresas brasileiras: criação de valor e sinergias operacionais. **Revista de Administração de Empresas - RAE**, São Paulo, v. 49, n. 2, p. 206-220, abr/jun. 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**, São Paulo, v. 13, n. 3, p.44-55, set/out/nov/dez 2011.
- 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, v. 11, n. 1, p. 1-13, jan/jun. 2006.
- 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**, São Paulo, v. 49, n. 2, p. 251-266, abr/maio/jun. 2014.
- DOWNING, D.; CLARK, J. **Business statistics**. 3. 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**, Québec, v. 7, n. 3, p. 46-51, sep. 2013.

GHEORGHE, S. The Analysis of profitability indicators, **Constantin Brâncuși**, Târgu Jiu, v. 4, 2013.

GOLEMBSKI, G. The Impact of modern management methods on hotel operational performance. **Tourism Review**, [S.l.], 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**, São Paulo, 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**, [S.l.], v. 39, n.4, p. 917-926, oct. 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**, Belo Horizonte, v. 19, n. 4, p. 129-150, out./dez. 2008.

LIESZ, T. J; MARANVILLE, S. J. Ratio Analysis featuring the Dupont Method: an overlooked topic in the finance module of small business management and entrepreneurship courses. **Small Business Institute Journal**, Greenville, v. 1, n. 1, p. 17-34, 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. **Research Journal of Finance and Accounting**, [S.l.], 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**, [S.l.], v. 35, p. 197-204, 2008.

RAY, S. Efficacy of economic value added concept in business performance measurement. **Advances in Information Technology and Management**, [S.l.], 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.

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

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

SHIM, J. K.; SIEGEL, J. G. **Modern cost management & analysis**. 3. ed. New York: Barron's Business Library, 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**, Ribeirão Preto, v. 5, n. 12, p. 109-134, jul. 2011.

TRIFAN, A.; ANTON, C. Using cost-volume-profit analysis by management. **Bulletin of the Transilvania University of Braşov**, Brasov, v. 4, n. 2, 2011.