

# **Análise do comportamento assimétrico dos custos nas companhias abertas dos países da América latina**

**Patrícia de Souza Costa** (UFU) - patriciacosta\_1@yahoo.com.br

**Alessandra Vieira Cunha Marques** (UFU) - alessandra1909@hotmail.com

**Cassius Klay Silva Santos** (UFU) - cassiusklay@gmail.com

**Francielly Dornelas Correia Lima** (UFU) - franciellydornelas@hotmail.com

## **Resumo:**

*Os estudos contemporâneos sobre o comportamento dos custos sugerem uma variação assimétrica dos custos em relação ao volume de atividade. Ou seja, a magnitude da variação dos custos ao aumento da receita é maior do que a magnitude dessa variação à equivalente redução da receita. Essa hipótese já foi confirmada para amostras de empresas dos Estados Unidos, Inglaterra, Japão, França, Alemanha e Brasil. O objetivo deste estudo é analisar se os custos das companhias abertas dos países da América Latina variam assimetricamente, usando uma amostra de 669 companhias abertas de nove países dessa região, para o período de 1995-2012. Os resultados desta pesquisa sugerem que o comportamento das despesas de vendas, gerais e administrativas (VGA) é assimétrico em relação às mudanças na receita de vendas (RLV). Em média, quando a receita de vendas aumenta 1%, as VGA aumentam 0,56%, mas quando a RLV diminui 1%, as VGA diminuem apenas 0,45%. A hipótese de uma possível reversão da assimetria quando se considera períodos defasados é confirmada nesta pesquisa. Porém, essa assimetria não parece diminuir quando se consideram períodos superiores a um exercício.*

**Palavras-chave:** Custos Assimétricos. América Latina. Dados em Painel.

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

## **Análise do comportamento assimétrico dos custos nas companhias abertas dos países da América latina**

### **Resumo**

Os estudos contemporâneos sobre o comportamento dos custos sugerem uma variação assimétrica dos custos em relação ao volume de atividade. Ou seja, a magnitude da variação dos custos ao aumento da receita é maior do que a magnitude dessa variação à equivalente redução da receita. Essa hipótese já foi confirmada para amostras de empresas dos Estados Unidos, Inglaterra, Japão, França, Alemanha e Brasil. O objetivo deste estudo é analisar se os custos das companhias abertas dos países da América Latina variam assimetricamente, usando uma amostra de 669 companhias abertas de nove países dessa região, para o período de 1995-2012. Os resultados desta pesquisa sugerem que o comportamento das despesas de vendas, gerais e administrativas (VGA) é assimétrico em relação às mudanças na receita de vendas (RLV). Em média, quando a receita de vendas aumenta 1%, as VGA aumentam 0,56%, mas quando a RLV diminui 1%, as VGA diminuem apenas 0,45%. A hipótese de uma possível reversão da assimetria quando se considera períodos defasados é confirmada nesta pesquisa. Porém, essa assimetria não parece diminuir quando se consideram períodos superiores a um exercício.

Palavras-chave: Custos Assimétricos. América Latina. Dados em Painel.

Área Temática: Métodos quantitativos aplicados à gestão de custos.

## **1 INTRODUÇÃO**

Tradicionalmente, três características definem o comportamento dos custos: são proporcionais ao nível de atividade, são divididos em fixos ou variáveis em relação às alterações no volume de atividade e a relação entre os custos e o volume de atividades é simétrica (NOREEN; SODERSTROM, 1994). No entanto, usando uma amostra de empresas dos Estados Unidos da América, Anderson, Banker e Janakiraman (2003) descobriram que as variações das despesas de vendas, gerais e administrativas (VGA) são assimétricas em relação às variações na receita de vendas. Em outras palavras, a magnitude das alterações nas VGA ao aumento da receita é maior do que a magnitude dessa variação quando a receita diminui.

O comportamento assimétrico dos custos é consistente com o argumento de que os gestores tendem a ajustar deliberadamente recursos em resposta às mudanças no volume de atividades (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003). Esses autores identificaram que, diante de uma redução nas vendas, os gestores tendem a adiar propositadamente a decisão de redução de custos e despesas até possuírem maior certeza sobre a permanência do declínio na demanda, mantendo recursos não utilizados para evitar consequências pessoais quando da redução de despesas. Além disso, pode haver um intervalo de tempo entre a decisão de reduzir os custos e a realização de redução.

A hipótese de assimetria de custos foi confirmada para amostras de companhias dos Estados Unidos (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003), do Brasil (COSTA; MEDEIROS; SILVA, 2005), dos Estados Unidos da América, Inglaterra, França e Alemanha (CALLEJA; STELIAROS; THOMAS, 2006), do Japão (HE; TERUYA; SHIMIZU, 2010), da Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Irlanda, Itália,

Japão, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido e dos Estados Unidos da América (BANKER; BYZALOV; CHEN, 2013), e outros. No entanto, o sistema legal dos países de origem das companhias abertas pode afetar a magnitude dessa assimetria. Por exemplo, Calleja, Steliaros e Thomas (2006) identificaram que a variação dos custos na França e na Alemanha (países de regime *code-law*) é mais assimétrica do que a variação dos custos na Inglaterra e nos Estados Unidos (países de regime *common law*). Assim, diversas variáveis, tais como, a localização, o sistema jurídico do país de origem e o tamanho da companhia, podem afetar a magnitude da assimetria dos custos.

Diante desse contexto, surge o seguinte problema de pesquisa: os custos das companhias abertas da América Latina variam assimetricamente? O objetivo deste trabalho é analisar se os custos das companhias abertas dos países da América Latina variam assimetricamente. Utiliza-se a metodologia proposta por Anderson, Banker e Janakiraman (2003) para verificar a existência de assimetria dos custos: dados em painel e regressões *log-lineares* estimadas por OLS (*Ordinary Least Squares*). A amostra é composta por 669 companhias abertas de nove países da América Latina. O período de estudo é de 1995 a 2012.

Conhecer o comportamento dos custos é elemento essencial para a gestão eficiente da empresa (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003). Isso se deve ao fato de muitas decisões gerenciais se basearem no conhecimento do comportamento dos custos em relação ao nível de atividade da empresa (COSTA; MEDEIROS; SILVA, 2005). Dessa forma, os resultados dessa pesquisa podem ser úteis para a prática dos gestores, acionistas e investidores, principalmente por permitir a redução dos conflitos de agência. Além disso, esta pesquisa pode contribuir para a literatura sobre padrão global de custos. Costa, Lopes e Costa (2006) argumentam que pesquisas que contribuem para a compreensão do ambiente econômico das jurisdições são necessárias, pois trazem as similaridades e as divergências entre esses países, auxiliando no entendimento dessa nova realidade globalizada.

Nesse prisma essas pesquisas tornam-se importantes também nos países da América Latina, que possuem várias características comuns. Tais como a estrutura legal dos países baseado no regime jurídico *code-law*, forte regulamentação contábil exercida pelos governos, estrutura acionária baseada no *stakeholder's system*, profissão contábil sem prestígio, forte impacto da legislação tributária na contabilidade, financiamento concedido principalmente por instituições financeiras (COSTA; LOPES; COSTA, 2006). Dentre os trabalhos sobre custos assimétricos não foram identificados estudos comparativos desses comportamentos em relação aos países da América Latina, que além das características em comum já apresentadas, possuem vários blocos de integração econômica. Dentre eles Associação Latino Americana de Integração (ALADI), o Mercado Comum do Sul (MERCOSUL) e a Comunidade Andina.

O trabalho está estruturado em seis seções. Após esta introdução é apresentada a revisão da literatura sobre o comportamento dos custos. Na terceira seção são apresentadas as hipóteses de pesquisa. Na quarta seção descreve-se a metodologia do estudo. Os resultados são apresentados na quinta seção e as considerações finais na sexta.

## 2 COMPORTAMENTO DOS CUSTOS

Estudos relacionados com o comportamento dos custos são relevantes para pesquisadores, acadêmicos e para todos os profissionais envolvidos com as atividades empresariais (OLIVEIRA; LUSTOSA; SALES, 2007), uma vez que esses profissionais tomam decisões que exigem conhecimento do comportamento dos custos em relação ao nível de atividades (MEDEIROS; COSTA; SILVA, 2005). Garrison e Noreen (2001) argumentam que decisões gerenciais tomadas sem o conhecimento dos custos e seu comportamento podem levar as empresas à insolvência.

O comportamento dos custos é usado para descrever a forma com que esse recurso responderá às mudanças nos níveis de atividade (GARRISON; NOREEN, 2001). Segundo Anderson, Banker e Janakiraman (2003), os gestores manipulam esse comportamento aumentando o volume de gastos na medida em que as vendas aumentam. Porém, quando o volume de vendas diminui, os gestores avaliam a possibilidade dessa queda nas vendas ser temporária, optando por manter os custos ao invés de incorrer em custos de ajustamento.

Essas decisões dos gestores em manter o mesmo nível de custos também podem ser causadas por interesses pessoais, resultando em uma forma de custos de agência (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003). Jensen e Meckling (2008) definem custos de agência como os gastos incorridos pela empresa ocasionados por decisões de gestores calculistas, que visam à maximização de sua utilidade pessoal, sem levar em conta os interesses dos acionistas. Esses administradores podem manter gastos desnecessários para evitar consequências pessoais de contenção, como a perda de *status* quando a companhia é rebaixada, ou a angústia da demissão de funcionários, contribuindo para o comportamento assimétrico dos custos.

A assimetria dos custos ocorre quando os gestores decidem manter recursos ociosos ao invés de ajustar os custos, quando há redução no volume de vendas (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003). Os motivos que levam os gestores a incorrerem em variação assimétrica dos custos são elencados por Anderson, Banker e Janakiraman (2003): os custos de agência que acontecem quando o gestor toma decisões de acordo com seu bem-estar pessoal; os custos de ajustamento psicológico que ocorrem com a dispensa de funcionários, causando impacto negativo sobre a imagem do administrador; e a necessidade de tempo para confirmação da redução na demanda de mercado e, conseqüentemente, no volume de atividade da empresa.

Anderson, Banker e Janakiraman (2003) analisaram empresas industriais dos Estados Unidos da América, onde as principais variáveis utilizadas foram: gastos com vendas, gerais e administrativos (VGA) e receita líquida de vendas. Os autores encontraram a prevalência do comportamento assimétrico dos custos para VGA, mostrando a importância dos gestores na adaptação dos recursos em resposta às mudanças na demanda de mercado, quando reduzem o nível de atividades que utilizam esses recursos.

Os resultados da pesquisa desenvolvida por Medeiros, Costa e Silva (2005) corroboram de forma parcial aos achados de Anderson, Banker e Janakiraman (2003). As companhias abertas brasileiras que compunham a amostra desse estudo apresentaram elasticidade assimétrica dos custos em relação às receitas e essa assimetria é revertida parcialmente com o passar do tempo, corroborando a hipótese de assimetria dos custos. No entanto, esses autores não confirmam a hipótese de que a assimetria encontrada reduz ao longo dos anos, justificando essa situação como sendo causada possivelmente pela legislação trabalhista mais rígida aplicada as empresas brasileiras. Os países com uma legislação mais rígida (*code-law*) podem apresentar um nível de assimetria dos custos mais acentuado (BANKER; BYZALON; CHEN, 2013).

No Japão, as companhias abertas também apresentaram uma relação assimétrica dos custos (HE; TERUYA; SHIMIZU, 2010). Apesar da legislação trabalhista japonesa não ser tão rígida quanto à dispensa de funcionários, a decisão de demitir os colaboradores demanda tempo, uma vez que os gestores tendem a aguardar a confirmação de permanente redução da demanda para reduzir os custos (HE; TERUYA; SHIMIZU, 2010). Para esses autores, o comportamento assimétrico dos custos pode ser justificado por dois principais fatos: 1) os gestores acreditam que o mercado reage negativamente a uma redução dos custos; 2) a imagem dos gestores pode ficar comprometida diante da redução das despesas com mão-de-obra. Essa atitude pode ser caracterizada com um conflito de agência, uma vez que o gestor privilegia o interesse pessoal. No entanto, não seria apenas a teoria de agência uma possível

explicação para esse fato. Para Banker, Byzalon e Chen (2013) uma possível justificativa para o comportamento assimétrico dos custos em relação às receitas seria a teoria econômica de otimização da decisão, indicando a busca dos gestores por uma decisão ótima em relação ao ajuste dos custos. Os gestores também podem ter grande convicção de futuras demandas, sendo a decisão de não “cortar” os custos excedentes uma preparação para esses futuros aumentos no nível de atividade (HE; TERUYA; SHIMIZU, 2010).

Kama e Weiss (2013) apresentam que a teoria de agência pode ser ajustada, suavizando a assimetria dos custos. Incentivar os gestores a alinharem seus objetivos pessoais com o da instituição pode ser considerada uma técnica de manobra na concepção de Kama e Weiss (2013), uma vez que os incentivos de otimização dos resultados, como bonificações, impulsionam os gestores a atingirem as metas e objetivos definidos. Dessa maneira, a empresa consegue fazer com que o conflito de agência seja minimizado, proporcionando também a redução da assimetria entre os custos.

Cabe ressaltar que a influência proporcionada pelos gestores tem forte relação com expectativas de demandas futura pelos produtos de suas companhias (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003; HE; TERUYA; SHIMIZU, 2010; KAMA; WEISS, 2013). Isso devido à decisão dos gestores em manter ou não o excedente de gastos, com material, mão de obra, e outros elementos do processo produtivo, o tempo de tomada dessas decisões de redução pode estar relacionado. Para Kama e Weiss (2013) os resultados encontrados apresentam que quando as expectativas futuras de vendas, segundo a percepção dos gestores é mais “pessimista” é observada uma redução na assimetria dos custos, já que há uma redução nos custos de produção mais imediata à redução das receitas, em situação oposta, os gestores “otimistas” quanto ao comportamento futuro de mercado, mesmo com a queda da receita, eles tendem a manter os custos de produção por um período maior, impulsionando assim a assimetria de custos.

### **3 HIPÓTESES DA PESQUISA**

Seguindo o modelo de pesquisa proposto por Anderson, Banker e Janakiraman (2003), que foi adaptado na pesquisa de Medeiros, Costa e Silva (2005) quanto à investigação da assimetria de custos, serão testadas quatro hipóteses na presente pesquisa.

A principal hipótese a ser testada é a de que o comportamento dos custos é assimétrico em relação à receita. Isso pode ser causado pelo fato das alterações no volume de vendas não ser acompanhado pela tomada de decisão dos gestores, sugerindo que uma variação fraca da demanda não leva a uma decisão de redução ou elevação dos custos imediata por parte dos gerentes (MEDEIROS; COSTA; SILVA, 2005). Sendo assim a primeira hipótese é:

H<sub>1</sub>: A magnitude do aumento dos custos em função de um aumento na receita líquida de vendas é maior do que a magnitude de redução dos custos em função de uma redução equivalente nessa receita para companhias abertas de países da América Latina.

A divergência considerada entre a redução ou aumento dos custos frente ao comportamento de aumento ou redução da receita, também pode estar ligada a outros motivos como o conflito de agência, que pode ser indicado nesse caso, devido os gestores terem uma preocupação com sua imagem social, no intuito de que uma decisão equivocada possa ao longo do tempo se mostrar a mais adequada, prejudicando seu desempenho. Conforme apresentado por Anderson, Banker e Janakiraman (2003) e Medeiros, Costa e Silva (2005), as alterações na demanda podem ser algo momentâneo. Nesse caso, uma decisão equivocada poderia incorrer em maiores custos, já que a reversão do quadro pode ou não ocorrer de forma rápida. A questão temporal então é outro item que deve ser verificado, é esperado que quando

se faz a análise de um único período isoladamente, não se leva em consideração o ajuste dos custos em relação à variação do volume de receitas que sejam de forma mais permanente, sendo assim nessas situações a assimetria tende a ser mais evidenciada. A ideia é que ao se agregar outros períodos, os custos se ajustem às receitas de forma mais precisa, por tanto quanto maior o tempo em análise mais suave seria a assimetria dos custos. Buscando avaliar esse pressuposto é descrita a seguinte hipótese:

H<sub>2</sub>: As variações assimétricas de custos das companhias abertas de países da América Latina declinam com a agregação de períodos.

A equiparação dos custos em função das variações do volume de vendas pode não estar limitada ao meio contemporâneo, mas ainda em modo defasado, ou seja, a expectativa é que a assimetria dos custos seja reduzida quando a mesma for observada em defasagem de um único período. Com a intenção de testar esta situação tem-se a terceira hipótese:

H<sub>3</sub>: As companhias abertas de países da América Latina realizam um ajustamento defasado dos custos diante de variações de receita.

Os gestores ao notarem a ocorrência de uma variação no volume de vendas tendem a aguardar para uma decisão definitiva quanto à variação dos custos. A rigidez das legislações trabalhistas também pode dificultar a redução dos custos diante de uma redução no nível de atividades, resultando em assimetria dos custos. Diante do possível atraso na tomada de decisões de redução de custos diante da redução no volume de atividades, a variação assimétrica observada em um período pode ser revertida em períodos subsequentes. Sendo assim é elaborada a quarta hipótese a ser verificada nesta pesquisa:

H<sub>4</sub>: As companhias abertas de países da América Latina revertem as variações assimétricas dos custos em períodos subsequentes.

#### 4 METODOLOGIA

A pesquisa é do tipo descritiva, com abordagem quantitativa. Neste trabalho utiliza a metodologia desenvolvida por Anderson, Banker e Janakiraman (2003) para medição da assimetria dos custos. Essa metodologia envolve a estimação de regressões *log-lineares* estimadas por *Ordinary Least Squares* (OLS) para dados em painel, combinando séries temporais com dados transversais (*cross-section*). Para garantir a robustez dos resultados desta pesquisa foram testados os três tipos de modelos para dados em painel: o de coeficiente constante (*pooled*), o de efeitos fixos (*fixed effects*) e o de efeitos aleatórios (*random effects*).

A metodologia proposta por Anderson, Banker e Janakiraman (2003), utilizada na presente pesquisa, mostrou-se eficaz na identificação da assimetria dos custos em relação à receita, para empresas norte-americanas. O trabalho de Medeiros, Costa e Silva (2005) com amostra de empresas brasileiras, também demonstrou que o modelo é eficiente para mensuração dos custos assimétricos. Posteriormente, outros autores também confirmaram a eficácia dessa metodologia para mensuração dos custos assimétricos (tais como: CALLEJA; STELIAROS; THOMAS, 2006; HE; TERUYA; SHIMIZU, 2010; KAMA; WEISS, 2013).

Os modelos I e II, desenvolvidos por Anderson, Banker e Janakiraman (2003) para avaliar a assimetria dos custos, são apresentados nas Equações 1 e 2, respectivamente.

$$\log \left[ \frac{VGA_{i,t}}{VGA_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \log \left[ \frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}} \right] + \beta_2 Dummy_{i-1} * \log \left[ \frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\log \left[ \frac{VGA_{i,t}}{VGA_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \log \left[ \frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}} \right] + \beta_2 Dummy_{t-1} * \log \left[ \frac{RLV_{i,t}}{RLV_{i,t-1}} \right] + \beta_3 \log \left[ \frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}} \right] + \beta_4 Dummy_{i,t-1} * \log \left[ \frac{RLV_{i,t-1}}{RLV_{i,t-2}} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

A variável *Dummy* assume valor 1 quando a receita líquida de vendas (RLV) diminui entre os períodos  $t$  e  $t-1$ , e 0 caso contrário. O coeficiente  $\beta_1$  mede o percentual de mudança nas despesas de vendas, gerais e administrativas (VGA) com um aumento de 1% na RLV. A soma dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  resulta no percentual de mudança nas VGA com uma redução de 1% nas RLV. Para a primeira hipótese de pesquisa ( $H_1$ ) ser aceita, o coeficiente  $\beta_1$  deve ser maior do que zero e o coeficiente  $\beta_2$  deve ser significativamente menor do que zero.

Para testar a segunda hipótese de pesquisa ( $H_2$ ), de que variações assimétricas de custos das companhias abertas de países da América Latina declinam com a agregação de períodos, foram estimadas regressões com o modelo I para períodos agregados de 1, 2, 3 e 4 anos.

O Modelo II (Equação 2) é utilizado para testar a terceira e a quarta hipóteses de pesquisa. O coeficiente  $\beta_3$  indica o efeito defasado da variação das receitas nos custos ( $H_3$ ). Espera-se que esse coeficiente seja significativo e positivo. O coeficiente  $\beta_4$  mensura a reversão dos custos assimétricos em períodos subsequentes ( $H_4$ ).

As condições para aceitação das hipóteses de pesquisa são resumidas na Tabela 1.

**Tabela 1 – Condições para aceitação das hipóteses**

| Hipótese | Efeito Esperado   |
|----------|---|
| $H_1$    | $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_1 + \beta_2 < 1$                         |
| $H_2$    | $\beta_2$ decresce em valor absoluto com a agregação de anos por período. |
| $H_3$    | $\beta_3 > 0$   |
| $H_4$    | $\beta_4 > 0, \beta_4 <  \beta_2 $  |

Fonte: Medeiros, Costa e Silva (2005)

Para testar as hipóteses de pesquisa foi usado um conjunto de dados em painel balanceado de companhias abertas de nove países da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Jamaica, México, Peru, Venezuela) com dados disponíveis na base de dados *Thompson Reuters* para o período de 1995 a 2012 (Tabela 2).

**Tabela 2 – Países e número de empresas por país**

| País         | Sigla | Quant.     | Quant.        |
|--------------|-------|------------|---------------|
| Argentina    | ARG   | 56         | 896           |
| Brasil       | BRA   | 225        | 3.600         |
| Chile        | CHL   | 130        | 2.080         |
| Colômbia     | COL   | 45         | 720           |
| Costa        | CRI   | 3          | 48            |
| Jamaica      | JAM   | 17         | 272           |
| México       | MEX   | 81         | 1.296         |
| Peru         | PER   | 92         | 1.472         |
| Venezuela    | VEM   | 20         | 320           |
| <b>Total</b> |       | <b>669</b> | <b>10.704</b> |

Fonte: elaborada pelos autores

Inicialmente, essa base de dados apresentou 1.364 companhias abertas localiza na América Latina, sendo que apenas 868 tinham dados de receita líquida de vendas e despesas de vendas, gerais e administrativas divulgados para o período de estudo. Foram excluídas as empresas que não apresentaram dados em pelo menos oito anos do horizonte temporal de estudo, resultando na amostra de 669 companhias e 12.042 dados. Foram também excluídas as observações dos anos de 1995 e 1996 visto que elas foram utilizadas, apenas, para cálculo das variáveis defasadas, resultando na amostra final de 10.704 observações e 669 companhias abertas.

Em decorrência das diferentes moedas de cada país da amostra, os dados foram coletados em dólar dos Estados Unidos. Assim, a amostra da pesquisa é composta por companhias abertas dos países da América Latina que divulgaram informações contábeis nessa moeda.

## 5 RESULTADOS

A Tabela 3 apresenta a estatística descritiva segregada por país componente da amostra. O total de observações válidas para a variável ‘variação da receita líquida de vendas’ (RLV) é de 8.845, considerando a região da América Latina, e de 8.762 para a variável ‘variação das despesas de vendas, gerais e administrativas’ (VGA). O Brasil é o país que possui maior número de observações da amostra (3.068 para RLV e 3.037 para VGA). Do lado oposto está a Costa Rica com apenas 32 observações para RLV e VGA. A média da RLV da Jamaica é a menor (0,017), porém as despesas VGA representam 93% da RLV.

**Tabela 3 – Estatística Descritiva por País**

| País           | Variável | Quant. | Média | %   | Desvio | Mínimo | Mediana | Máximo |
|----------------|----------|--------|-------|-----|--------|--------|---------|--------|
| ARG            | RLV      | 731    | 0,043 |     | 0,216  | -2,142 | 0,046   | 3,113  |
|                | VGA      | 724    | 0,029 | 67% | 0,198  | -1,131 | 0,038   | 1,788  |
| BRA            | RLV      | 3.068  | 0,031 |     | 0,189  | -2,229 | 0,040   | 1,790  |
|                | VGA      | 3.037  | 0,022 | 70% | 0,186  | -1,360 | 0,029   | 2,056  |
| CHL            | RLV      | 1.697  | 0,037 |     | 0,219  | -2,911 | 0,042   | 2,619  |
|                | VGA      | 1.669  | 0,029 |     | 0,223  | -2,538 | 0,033   | 2,219  |
| COL            | RLV      | 585    | 0,049 |     | 0,208  | -0,630 | 0,041   | 3,817  |
|                | VGA      | 582    | 0,031 | 64% | 0,165  | -0,820 | 0,038   | 1,478  |
| CRI            | RLV      | 32     | 0,063 |     | 0,153  | -0,356 | 0,075   | 0,317  |
|                | VGA      | 32     | 0,061 |     | 0,163  | -0,441 | 0,041   | 0,408  |
| JAM            | RLV      | 219    | 0,017 |     | 0,156  | -0,923 | 0,030   | 0,425  |
|                | VGA      | 218    | 0,016 | 93% | 0,169  | -0,741 | 0,025   | 0,569  |
| MEX            | RLV      | 999    | 0,036 |     | 0,285  | -3,726 | 0,044   | 3,074  |
|                | VGA      | 991    | 0,027 |     | 0,223  | -2,438 | 0,033   | 2,278  |
| PER            | RLV      | 1.209  | 0,031 |     | 0,190  | -1,183 | 0,035   | 1,442  |
|                | VGA      | 1.204  | 0,024 | 79% | 0,186  | -1,340 | 0,028   | 2,172  |
| VEM            | RLV      | 305    | 0,033 |     | 0,119  | -0,379 | 0,034   | 0,691  |
|                | VGA      | 305    | 0,026 | 77% | 0,136  | -0,448 | 0,036   | 0,544  |
| América Latina | RLV      | 8.845  | 0,035 |     | 0,209  | -3,726 | 0,040   | 3,817  |
|                | VGA      | 8.762  | 0,025 | 73% | 0,196  | -2,538 | 0,031   | 2,278  |

Fonte: Elaborada pelos autores

A estatística descritiva segregada por período amostral é apresentada na Tabela 4. Percebe-se que a quantidade de observações para as variáveis RLV e VGA é crescente ao longo do horizonte temporal de estudo. Percebe-se que a média da variação da receita líquida e da variação nas despesas de vendas, gerais e administrativas são negativas para os anos de 1998, 1999, 2001, 2002, 2011 (2012 só para as VGA).

Tabela 4 – Estatística Descritiva por Ano

| Ano  | RLV    |       |      |        |        |      | VGA   |       |      |        |        |      |
|------|--------|-------|------|--------|--------|------|-------|-------|------|--------|--------|------|
|      | Quant. | Médi  | DP   | Mín.   | Median | Máx  | Quan  | Médi  | DP   | Mín.   | Median | Máx. |
| 199  | 266    | 0,034 | 0,17 | -1,486 | 0,027  | 1,13 | 258   | 0,036 | 0,17 | -0,814 | 0,023  | 1,64 |
| 199  | 337    | -     | 0,16 | -1,121 | -0,005 | 1,06 | 326   | -     | 0,15 | -1,128 | 0,000  | 0,82 |
| 199  | 406    | -     | 0,27 | -1,345 | -0,034 | 3,81 | 400   | -     | 0,17 | -0,869 | -0,041 | 1,47 |
| 200  | 450    | 0,041 | 0,25 | -1,169 | 0,028  | 3,11 | 442   | 0,016 | 0,18 | -1,001 | 0,011  | 1,78 |
| 200  | 475    | -     | 0,17 | -1,778 | -0,010 | 1,08 | 469   | -     | 0,15 | -0,905 | -0,007 | 0,94 |
| 200  | 512    | -     | 0,19 | -1,504 | -0,052 | 0,61 | 506   | -     | 0,19 | -1,340 | -0,068 | 1,64 |
| 200  | 550    | 0,069 | 0,17 | -1,104 | 0,078  | 1,19 | 541   | 0,046 | 0,19 | -2,538 | 0,047  | 1,15 |
| 200  | 590    | 0,090 | 0,14 | -1,372 | 0,084  | 1,44 | 585   | 0,070 | 0,17 | -0,536 | 0,064  | 2,27 |
| 200  | 636    | 0,084 | 0,18 | -2,229 | 0,082  | 1,61 | 633   | 0,083 | 0,16 | -1,131 | 0,072  | 2,05 |
| 200  | 648    | 0,069 | 0,15 | -1,366 | 0,058  | 1,14 | 647   | 0,084 | 0,16 | -0,688 | 0,059  | 1,69 |
| 200  | 657    | 0,088 | 0,29 | -3,726 | 0,090  | 3,07 | 652   | 0,087 | 0,21 | -1,186 | 0,074  | 1,62 |
| 200  | 662    | 0,008 | 0,15 | -0,957 | -0,002 | 1,15 | 661   | 0,004 | 0,17 | -1,017 | -0,006 | 2,14 |
| 200  | 663    | 0,052 | 0,18 | -0,659 | 0,051  | 1,78 | 661   | 0,065 | 0,16 | -1,096 | 0,063  | 0,83 |
| 201  | 665    | 0,081 | 0,21 | -1,182 | 0,069  | 2,61 | 659   | 0,051 | 0,18 | -0,910 | 0,052  | 2,21 |
| 201  | 664    | -     | 0,25 | -3,078 | 0,018  | 0,89 | 660   | -     | 0,22 | -2,438 | -0,007 | 1,04 |
| 201  | 664    | 0,016 | 0,16 | -1,094 | 0,028  | 1,32 | 662   | -     | 0,25 | -1,920 | 0,020  | 0,98 |
| Tota | 8.845  | 0,035 | 0,20 | -3,726 | 0,040  | 3,81 | 8.762 | 0,025 | 0,19 | -2,538 | 0,031  | 2,27 |

Fonte: Elaborada pelos autores

A Tabela 5 apresenta os resultados dos testes *Chow*, *Lagrange Multiplier* (LM) de *Brusch e Pagan* e *Hausman* para a amostra da América Latina. O teste de *Brusch e Pagan* e o de *Chow* sugerem que o modelo mais adequado é o *pooled*. O teste de *Hausman* indica o modelo *fixed* como o mais adequado. Assim, os resultados dos testes mostram que o modelo de intercepto comum (*pooled*) é o mais adequado tanto para o Modelo I (Equação 1), quanto para o Modelo II (Equação 2).

Tabela 5 – Testes de *Chow*, LM e *Hausman* – América Latina

| Modelo | <i>Breusch e Pagan</i> |      | <i>Hausman</i> |      | <i>Chow</i> |      | Especificação Adequada |
|--------|------------------------|------|----------------|------|-------------|------|------------------------|
|        | Chi2                   | Prob | Chi2           | Prob | Chi2        | Prob |                        |
| I      | 0,00                   | 1,00 | 22,90          | 0,00 | 0,61        | 1,00 | Pool                   |
| II     | 0,00                   | 1,00 | 22,81          | 0,00 | 0,64        | 1,00 | Pool                   |

Fonte: Elaborada pelos autores

Diante dos resultados apresentados na Tabela 5, serão apresentados os resultados das regressões para os três modelos de dados em painel (*pooled*, *fixed* e *randon*), porém serão comentados apenas os resultados do modelo considerado mais adequado: intercepto comum (*pooled*). Além dos coeficientes e das estatísticas *t*, são apresentados o  $R^2$ , a estatística F e o número de observações (Tabela 6).

Os resultados da estimativa do Modelo I (Equação 1) são apresentados na Tabela 6. Para a amostra de países da América Latina, o valor significativo do coeficiente de  $\beta_1$  (0,560) indica que as despesas de vendas, gerais e administrativas (VGA) aumentam 0,56% para um

aumento de 1% nas vendas (RLV). O sinal negativo e significativo do coeficiente  $\beta_2$  (-0,107) demonstra que, de maneira similar aos Estados Unidos (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003), ao Japão (HE; TERUYA; SHIMIZU, 2010) e ao Brasil (COSTA; MEDEIROS; SILVA, 2005), as VGA dos países da América Latina apresentam comportamento assimétrico. A combinação dos valores de  $\beta_1$  e  $\beta_2$  ( $0,560 - 0,107 = 0,453$ ) demonstra que as VGA diminuem só 0,45% para uma redução de 1% na RLV. O fato de  $\beta_1$  e da soma de  $\beta_1$  e  $\beta_2$  serem significativamente menores do que 1 mostra que as VGA não são proporcionais às variações da receita. Com esse resultado, considerando a amostra de companhias abertas da América Latina, a hipótese  $H_1$  de assimetria das VGA em relação a variações das RLV é aceita também no presente estudo.

**Tabela 6 – Modelo I**  
Coeficientes estimados (estatística t)

| <i>Pooled</i>         |                   |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                   |                  |
|-----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
|                       | ALATINA           | ARG               | BRA               | CHL               | COL              | CRI               | JAM               | MEX               | PER               | VEM              |
| $\beta_0$             | 0,001<br>(0,59)   | -0,012<br>(-2,07) | 0,004<br>(1,15)   | 0,002<br>(0,47)   | 0,016<br>(2,81)  | -0,010<br>(-0,43) | -0,005<br>(-0,39) | 0,005<br>(0,83)   | -0,004<br>(-0,75) | 0,003<br>(0,31)  |
| $\beta_1$             | 0,560<br>(44,61)  | 0,701<br>(23,82)  | 0,427<br>(16,01)  | 0,591<br>(19,84)  | 0,499<br>(18,88) | 1,016<br>(6,36)   | 0,736<br>(5,78)   | 0,521<br>(15,98)  | 0,709<br>(20,90)  | 0,750<br>(10,41) |
| $\beta_2$             | -0,107<br>(-5,6)  | -0,224<br>(-4,24) | -0,091<br>(-2,28) | -0,102<br>(-2,21) | 0,291<br>(3,82)  | -0,211<br>(-0,70) | -0,200<br>(-1,15) | -0,494<br>(-1,16) | -0,152<br>(-2,87) | 0,065<br>(0,42)  |
| F                     | 1,926             | 402,87            | 268,92            | 359,45            | 297,56           | 46,02             | 51,00             | 368,55            | 437,86            | 124,91           |
| R                     | 0,307             | 0,528             | 0,152             | 0,303             | 0,508            | 0,760             | 0,322             | 0,431             | 0,422             | 0,453            |
| N                     | 8.701             | 719               | 3.013             | .655              | 580              | 32                | 218               | 978               | 1.201             | 305              |
| <i>Fixed Effects</i>  |                   |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                   |                  |
|                       | ALATINA           | ARG               | BRA               | CHL               | COL              | CRI               | JAM               | MEX               | PER               | VEM              |
| $\beta_0$             | 0,001<br>(0,50)   | -0,010<br>(-1,95) | 0,004<br>(0,88)   | 0,002<br>(0,43)   | 0,018<br>(3,05)  | -0,005<br>(-0,20) | -0,002<br>(0,11)  | 0,005<br>(0,81)   | -0,006<br>(-1,05) | 0,002<br>(0,21)  |
| $\beta_1$             | 0,551<br>(39,78)  | 0,694<br>(22,80)  | 0,420<br>(13,82)  | 0,590<br>(17,60)  | 0,481<br>(17,21) | 1,053<br>(6,12)   | 0,703<br>(5,15)   | 0,500<br>(14,12)  | 0,725<br>(19,21)  | 0,749<br>(9,59)  |
| $\beta_2$             | -0,118<br>(-5,36) | -0,212<br>(-3,83) | -0,115<br>(-2,34) | -0,105<br>(-1,95) | 0,318<br>(3,95)  | 0,018<br>(0,05)   | -0,127<br>(-0,67) | -0,628<br>(-1,33) | -0,184<br>(-3,06) | 0,038<br>(0,22)  |
| F                     | 1,619             | 377,79            | 220,12            | 314,85            | 259,87           | 41,24             | 44,23             | 285,67            | 386,71            | 108,91           |
| R                     | 0,287             | 0,533             | 0,137             | 0,293             | 0,494            | 0,753             | 0,308             | 0,389             | 0,411             | 0,435            |
| N                     | 8.701             | 719               | 3.013             | 1.655             | 580              | 32                | 218               | 978               | 1.201             | 305              |
| <i>Randon Effects</i> |                   |                   |                   |                   |                  |                   |                   |                   |                   |                  |
|                       | ALATINA           | ARG               | BRA               | CHL               | COL              | CRI               | JAM               | MEX               | PER               | VEM              |
| $\beta_0$             | 0,001<br>(0,59)   | -0,011<br>(-1,37) | 0,004<br>(1,15)   | 0,002<br>(0,47)   | 0,016<br>(2,78)  | -0,010<br>(-0,43) | -0,005<br>(-0,39) | 0,005<br>(0,83)   | -0,004<br>(-0,75) | 0,003<br>(0,31)  |
| $\beta_1$             | 0,560<br>(44,61)  | 0,698<br>(23,73)  | 0,4273<br>(16,01) | 0,591<br>(19,84)  | 0,498<br>(18,81) | 1,016<br>(6,36)   | 0,736<br>(5,78)   | 0,521<br>(15,98)  | 0,709<br>(20,90)  | 0,750<br>(10,41) |
| $\beta_2$             | -0,107<br>(-5,60) | -0,224<br>(-4,23) | -0,091<br>(-2,28) | -0,102<br>(-2,21) | 0,292<br>(3,83)  | -0,211<br>(-0,70) | -0,200<br>(-1,15) | -0,049<br>(-1,16) | -0,152<br>(-2,87) | 0,065<br>(0,42)  |
| <i>Wald chi2(2)</i>   | 3,851             | 805,8             | 537,85            | 718,91            | 592,65           | 92,04             | 102,01            | 737,09            | 875,72            | 249,82           |
| R                     | 0,287             | 0,533             | 0,136             | 0,293             | 0,494            | 0,749             | 0,307             | 0,389             | 0,411             | 0,435            |
| N                     | 8.701             | 719               | 3.013             | 1.655             | 580              | 32                | 218               | 978               | 1.201             | 305              |

Fonte: Elaborada pelos autores

A hipótese  $H_1$  de assimetria das VGA também é aceita para as companhias abertas da Argentina, do Brasil, do Chile e do Peru (Tabela 6). Isto se deve ao fato de além do coeficiente  $\beta_1$  ser positivo e significativo, o coeficiente  $\beta_2$  é negativo e significativo para esses países. Ressalta-se que o coeficiente  $\beta_1$  é positivo e significativo para todos os países da amostra, sugerindo que as variações no custos não são proporcionais às variações de receita.

A hipótese  $H_2$ , de que a assimetria dos custos diminui com a agregação de períodos é rejeitada conforme os resultados das estimativas do Modelo I para múltiplos períodos (Tabela 7). Os sinais e a significância dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  estimados para períodos de 2, 3 e 4 anos são similares aqueles estimados para o Modelo I (período de um ano – Equação 1). Percebe-se que o valor dos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  diminui com a agregação de períodos. A combinação desses coeficientes ( $\beta_1 + \beta_2$ ) resulta numa variação assimétrica de 0,45%, 0,42%, 0,42% e 0,39% para períodos de 1 ano, 2 anos, 3 anos e 4 anos, respectivamente. Esses resultados sugerem um aumento da assimetria das VGA com a agregação de períodos.

Anderson, Banker e Janakiraman (2003) e He, Teruya e Shimizu (2010) aceitaram a hipótese  $H_2$ , ou seja, para as companhias americanas e japonesas, a assimetria dos custos diminui com a agregação de períodos. Por outro lado, Costa, Medeiros e Silva (2005), com uma amostra de companhias abertas brasileiras, encontraram resultados similares aos da América Latina. Esses autores sugerem como justificativa para a não aceitação da hipótese  $H_2$  a maior rigidez da legislação trabalhista brasileira. Essa justificativa também foi apresentada por Calleja, Steliaros e Thomas (2006). Para esses autores, os países de sistema jurídico *code-law* (como o Brasil) podem apresentar uma assimetria de custos mais acentuada e podem demorar mais a tomar a decisão de reduzir os custos diante de uma redução das receitas. Tal fato pode ser justificado por esses países apresentarem um fraco sistema de governança corporativa e um mercado de capitais menos desenvolvido, o que pode ocasionar maiores custos de agência.

**Tabela 7 – Modelo I - Agregação de Períodos**

| Coeficientes estimados (estatística t) |                   |                    |                    |                    |
|--|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Pooled                                 |                   |                    |                    |                    |
|  | Período de 1 ano  | Períodos de 2 anos | Períodos de 3 anos | Períodos de 4 anos |
| $\beta_0$                              | 0,001<br>(0,59)   | 0,003<br>(1,02)    | 0,002<br>(0,62)    | 0,005<br>(1,48)    |
| $\beta_1$                              | 0,560<br>(44,61)  | 0,506<br>(26,72)   | 0,496<br>(23,66)   | 0,471<br>(20,09)   |
| $\beta_2$                              | -0,107<br>(-5,60) | -0,084<br>(-2,74)  | -0,088<br>(-2,64)  | -0,079<br>(-2,20)  |
| F                                      | 1.926             | 1.551              | 1.271              | 1.005              |
| N                                      | 8.701             | 6.491              | 5.808              | 5.140              |

Fonte: Elaborada pelos autores

A Tabela 8 apresenta os resultados da estimativa do Modelo II (Equação 2). Os valores e a significância dos coeficientes de  $\beta_1$  (0,573) e  $\beta_2$  (-0,107), para a América Latina, são similares àqueles encontrados no Modelo I (Tabela 5). O coeficiente  $\beta_3$  (0,026), positivo e significativo, sugere um efeito defasado nas VGA para uma mudança nas vendas, corroborando a hipótese  $H_3$ . O coeficiente  $\beta_4$  (0,065) é também positivo, significativo e menor do que o coeficiente  $|\beta_2|$ , levando à aceitação da hipótese  $H_4$  de que as VGA assimétricas das companhias abertas da América Latina são revertidas em períodos subsequentes. Esses resultados corroboram os resultados encontrados nos Estados Unidos (ANDERSON; BANKER; JANAKIRAMAN, 2003) e no Japão (HE; TERUYA; SHIMIZU, 2010).

Tabela 8 – Modelo II

| Coeficientes estimados (estatística t) |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
|--|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| <i>Pooled</i>                          |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
|  | ALATINA           | ARG               | BRA               | CHL               | COL               | CRI               | JAM               | MEX               | PER               | VEM               |
| $\beta_0$                              | -0,001<br>(-0,54) | -0,011<br>(-1,81) | 0,002<br>(0,41)   | 0,004<br>(0,66)   | -0,013<br>(-1,86) | 0,017<br>(0,90)   | -0,012<br>(-0,81) | 0,009<br>(1,28)   | -0,009<br>(-1,64) | -0,002<br>(-0,17) |
| $\beta_1$                              | 0,573<br>(39,23)  | 0,676<br>(21,66)  | 0,437<br>(14,97)  | 0,546<br>(17,12)  | 0,840<br>(16,35)  | 1,020<br>(8,52)   | 0,772<br>(5,80)   | 0,456<br>(9,48)   | 0,748<br>(20,85)  | 0,761<br>(10,32)  |
| $\beta_2$                              | -0,107<br>(-4,97) | -0,276<br>(-4,78) | -0,058<br>(-1,32) | 0,006<br>(0,12)   | -0,182<br>(-1,86) | 0,138<br>(0,58)   | -0,391<br>(-2,01) | 0,020<br>(0,35)   | -0,227<br>(-3,99) | 0,037<br>(0,23)   |
| $\beta_3$                              | 0,026<br>(2,58)   | -0,055<br>(-1,95) | 0,104<br>(4,56)   | 0,003<br>(0,11)   | 0,030<br>(1,27)   | -0,111<br>(-1,20) | 0,050<br>(0,70)   | 0,003<br>(0,15)   | 0,009<br>(0,34)   | 0,582<br>(0,92)   |
| $\beta_4$                              | 0,065<br>(3,62)   | 0,061<br>(1,37)   | 0,032<br>(0,90)   | 0,054<br>(1,14)   | 0,060<br>(1,00)   | -0,542<br>(-2,93) | 0,090<br>(0,62)   | 0,095<br>(2,24)   | 0,067<br>(1,45)   | -0,031<br>(-0,30) |
| F                                      | 839               | 158               | 141,11            | 160,67            | 133,3             | 48,3              | 17,65             | 142,82            | 201,22            | 60,4              |
| R                                      | 0,293             | 0,488             | 0,166             | 0,297             | 0,500             | 0,885             | 0,262             | 0,388             | 0,421             | 0,456             |
| N                                      | 8.096             | 668               | 2.818             | 1.525             | 539               | 30                | 204               | 907               | 1.112             | 293               |
| <i>Fixed Effects</i>                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
|  | ALATINA           | ARG               | BRA               | CHL               | COL               | CRI               | JAM               | MEX               | PER               | VEM               |
| $\beta_0$                              | -0,001<br>(-0,54) | -0,009<br>(-1,44) | 0,001<br>(0,27)   | 0,005<br>(0,89)   | -0,010<br>(-1,37) | 0,033<br>(1,69)   | -0,008<br>(-0,51) | 0,011<br>(1,62)   | -0,012<br>(-2,10) | -0,004<br>(-0,41) |
| $\beta_1$                              | 0,569<br>(35,31)  | 0,665<br>(20,52)  | 0,437<br>(13,39)  | 0,535<br>(14,78)  | 0,814<br>(14,80)  | 0,926<br>(7,66)   | 0,745<br>(5,20)   | 0,409<br>(7,84)   | 0,778<br>(19,40)  | 0,779<br>(9,61)   |
| $\beta_2$                              | -0,121<br>(-4,94) | -0,230<br>(-3,75) | -0,079<br>(-1,52) | 0,028<br>(0,50)   | -0,143<br>(-1,36) | 0,562<br>(2,06)   | -0,297<br>(-1,37) | 0,036<br>(0,56)   | -0,284<br>(-4,38) | -0,027<br>(-0,15) |
| $\beta_3$                              | 0,008<br>(0,77)   | -0,048<br>(-1,62) | 0,081<br>(3,29)   | -0,010<br>(-0,38) | 0,029<br>(1,17)   | -0,028<br>(-0,26) | 0,042<br>(0,54)   | -0,028<br>(-1,24) | 0,002<br>(0,08)   | 0,054<br>(0,81)   |
| $\beta_4$                              | 0,087<br>(4,53)   | 0,034<br>(0,74)   | 0,063<br>(1,65)   | 0,068<br>(1,34)   | 0,025<br>(0,39)   | -0,592<br>(-3,47) | 0,206<br>(1,25)   | 0,129<br>(2,91)   | 0,089<br>(1,84)   | -0,012<br>(-0,12) |
| F                                      | 699               | 151               | 114               | 140               | 114,03            | 46,95             | 15,56             | 105,08            | 178,9             | 52,17             |
| R                                      | 0,274             | 0,499             | 0,150             | 0,286             | 0,482             | 0,891             | 0,254             | 0,338             | 0,413             | 0,437             |
| N                                      | 8.096             | 668               | 2.818             | 1.525             | 539               | 30                | 204               | 907               | 1.112             | 293               |
| <i>Random Effects</i>                  |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |                   |
|  | ALATINA           | ARG               | BRA               | CHL               | COL               | CRI               | JAM               | MEX               | PER               | VEM               |
| $\beta_0$                              | -0,001<br>(-0,54) | -0,010<br>(-1,47) | 0,002<br>(0,41)   | 0,004<br>(0,66)   | -0,012<br>(-1,80) | 0,017<br>(0,90)   | -0,012<br>(-0,81) | 0,009<br>(1,28)   | -0,009<br>(-1,64) | -0,002<br>(-0,17) |
| $\beta_1$                              | 0,573<br>(39,23)  | 0,673<br>(21,51)  | 0,437<br>(14,97)  | 0,546<br>(17,12)  | 0,839<br>(16,30)  | 1,021<br>(8,52)   | 0,772<br>(5,80)   | 0,456<br>(9,48)   | 0,748<br>(20,85)  | 0,761<br>(10,32)  |
| $\beta_2$                              | -0,107<br>(-4,97) | -0,272<br>(-4,70) | -0,058<br>(-1,32) | 0,006<br>(0,12)   | -0,181<br>(-1,85) | 0,139<br>(0,58)   | -0,391<br>(-2,01) | 0,020<br>(0,35)   | -0,227<br>(-3,99) | 0,037<br>(0,23)   |
| $\beta_3$                              | 0,026<br>(2,58)   | -0,056<br>(-2,00) | 0,104<br>(4,56)   | 0,003<br>(0,11)   | 0,030<br>(1,27)   | -0,111<br>(-1,20) | 0,050<br>(0,70)   | 0,003<br>(0,15)   | 0,009<br>(0,34)   | 0,058<br>(0,92)   |
| $\beta_4$                              | 0,065<br>(3,62)   | 0,057<br>(1,29)   | 0,032<br>(0,90)   | 0,054<br>(0,14)   | 0,059<br>(0,97)   | -0,543<br>(-2,93) | 0,090<br>(0,62)   | 0,095<br>(2,24)   | 0,067<br>(1,45)   | -0,031<br>(-0,30) |
| Wald chi2(2)                           | 3.356             | 630               | 564               | 643               | 530,75            | 193,18            | 70,61             | 571,27            | 804,89            | 241,58            |
| R                                      | 0,273             | 0,499             | 0,150             | 0,286             | 0,482             | 0,876             | 0,251             | 0,337             | 0,413             | 0,437             |
| N                                      | 8.096             | 668               | 2.818             | 1.525             | 539               | 30                | 204               | 907               | 1.112             | 293               |

Fonte: Elaborada pelos autores

A hipótese  $H_3$ , analisando individualmente os países da América Latina, foi aceita apenas para o Brasil ( $\beta_3 = 0,104$ ). E a hipótese  $H_4$  foi aceita apenas para o México ( $\beta_4 = 0,095$ ).

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em contraste com o modelo tradicional proposto pela literatura contábil, que defende a existência de simetria entre custos e receitas nos diferentes níveis de atividade, esta pesquisa se propõe a analisar o comportamento dos custos, investigando a existência de comportamento assimétrico dos custos das companhias abertas da América Latina. A amostra da pesquisa é composta por 669 companhias abertas de nove países dessa região, para o período de 1995-2012.

Os resultados encontrados nesta pesquisa evidenciam o comportamento assimétrico dos custos em relação às variações da receita de vendas para as companhias abertas dos países da América Latina objeto de estudo. Ou seja, em média, quando a receita de vendas (RLV) aumenta 1%, as despesas de vendas, gerais e administrativas (VGA) aumentam 0,56%, mas quando a RLV diminui 1%, as VGA diminuem apenas 0,45%. Esses resultados são consistentes com aqueles encontrados por Anderson, Banker e Janakiraman (2003), Medeiros, Costa e Silva (2005) e He, Teruya e Shimizu (2010) para companhias abertas dos Estados Unidos, Brasil e Japão, respectivamente.

Especificamente, considerando os resultados da amostra de companhias abertas da América Latina, a hipótese  $H_1$ , de assimetria dos custos em relação às variações da receita, é confirmada nesta pesquisa. A hipótese  $H_2$ , de que a assimetria dos custos diminui com a agregação de períodos é rejeitada, uma vez que os resultados evidenciam um aumento da assimetria dos custos com a agregação de períodos. Uma conjectura para o fato dessa hipótese não ter sido confirmada neste estudo pode ser a maior rigidez da legislação trabalhista dos países *code-law*. A hipótese  $H_3$ , de que há um ajustamento defasado dos custos em relação às variações das receitas, também é aceita. A hipótese  $H_4$ , de que as variações assimétricas dos custos são revertidas em exercícios seguintes, foi comprovada.

Os resultados deste estudo corroboram a existência de comportamento assimétrico dos custos em relação ao volume de atividades. Tal fato evidencia a relevância de pesquisas científicas voltadas para o desenvolvimento de novos modelos de análise do comportamento dos custos. A inclusão de métodos quantitativos na análise dos custos pode auxiliar os contadores, os acionistas, os gestores, os analistas e outros profissionais envolvidos nesse processo de análise a identificar o comportamento assimétrico dos custos, ajustando os recursos comprometidos ao nível de atividades com maior eficácia e tempestividade. Além disso, o monitoramento dos custos assimétricos pode reduzir os custos de agência, uma vez que a relutância em ajustar os recursos em resposta a variações na demanda pode envolver considerações pessoais.

América Latina possui atualmente cerca de vinte países, porém a amostra desta pesquisa é composta por nove desses países, o que impede a generalização dos resultados. Para futuras pesquisas, sugere-se a investigação das causas e das consequências da assimetria dos custos para as empresas.

## REFERÊNCIAS

ANDERSON, M. C.; BANKER, R. D.; JANAKIRAMAN, S. N. Are Selling, General and Administrative Costs “Sticky”? **Journal of Accounting Research**. v. 41, n. 1, mar. 2003.

BANKER, R. D.; BYZALOV, D.; CHEN, L. T. Employment protection legislation, adjustment costs and cross-country differences in cost behavior. **Journal of Accounting and Economics**, v. 55, 2013.

BANKER, R. D.; BYZALOV, D.; PLEHN-DUJOWICH, J. M. **Sticky cost behavior: theory and evidence.** 2011. Disponível em: <<http://astro.temple.edu/~dbyzalov/sticky.pdf>>. Acesso em: 20 jul. 2013.

CALLEJA, K.; STELIAROS, M.; THOMASC, D. C. A note on cost stickiness: some international comparisons. **Management Accounting Research**, v. 17, p. 127-140, 2006.

COSTA, F. M.,; LOPES, A. B.; COSTA, A. L. C. de O. Conservadorismo em Cinco Países da América do Sul. **Revista Contabilidade e Finanças – USP**, São Paulo, n. 41, mai./ago. 2006.

GARRISON, R. H.; NOREEN, E. W. **Contabilidade Gerencial.** Rio de Janeiro: LTC, 2001.

HE, D. S.; TERUYA, J.; SHIMIZU, T. Sticky Selling, General, and Administrative cost behavior and it's changes in Japan. **Global Journal of Business Research**, v. 4, n. 4, 2010.

JENSEN, M. C.; MECKLING, W. H. Teoria da firma: comportamento dos administradores, custos de agência e estrutura de propriedade. **Revista de Administração de Empresas**, São Paulo, v. 48, n. 2, 2008.

KAMA, I.; WEISS, D. Do Earnings Targets and Managerial Incentives Affect Sticky Cost? **Journal of Accounting Research**, v. 51, n. 1, mar. 2013.

MEDEIROS, O. R.; COSTA, P. de S.; SILVA, C. A. T. Testes Empíricos Sobre o Comportamento Assimétrico dos Custos nas Empresas Brasileiras. **Revista Contabilidade e Finanças – USP**, São Paulo, n. 38, mai./ago. 2005.

NOREEN, E.; SODERSTROM, N. Are overhead costs strictly proportional to activity? **Journal of Accounting and Economics**, v.17, 1994.

OLIVEIRA, P. H. D.; LUSTOSA, P. R. B.; SALES, I. C. H. Comportamento de custos como parâmetro de eficiência produtiva: uma análise empírica da companhia Vale do Rio Doce antes e após a privatização. **Universo Contábil**, Blumenau, 2007.