

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALFENAS

LUIZ HENRIQUE MARRA DA SILVA RIBEIRO

**MODELAGEM BAYESIANA DO NÚMERO DE EMISSÕES DA ISO 9001 NOS
PAÍSES DO CONTINENTE AMERICANO E NAS REGIÕES E ESTADOS
BRASILEIROS**

Alfenas/MG

2019

LUIZ HENRIQUE MARRA DA SILVA RIBEIRO

**MODELAGEM BAYESIANA DO NÚMERO DE EMISSÕES DA ISO 9001 NOS
PAÍSES DO CONTINENTE AMERICANO E NAS REGIÕES E ESTADOS
BRASILEIROS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Estatística Aplicada e Biometria, área de concentração em Estatística Aplicada e Biometria da Universidade Federal de Alfenas, MG, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre. Linha de Pesquisa: Modelagem Estatística e Estatística Computacional.

Orientador: Prof. Dr. Luiz Alberto Beijo.

Coorientador: Prof. Dr. Denismar Alves Nogueira.

Alfenas/MG

2019

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)
Sistema de Bibliotecas da Universidade Federal de Alfenas

Ribeiro, Luiz Henrique Marra da Silva.
R484m Modelagem Bayesiana do número de emissões da ISO 9001 nos países do continente americano e nas regiões e estados brasileiros. / Luiz Henrique Marra da Silva Ribeiro - Alfenas/MG, 2019.
110f. : il. –
Orientador: Luiz Alberto Beijo.
Dissertação (Mestrado em Estatística Aplicada e Biometria) – Universidade Federal de Alfenas, 2019.
Bibliografia.

1. Indicadores econômicos. 2. Governabilidade. 3. Indicadores Sociais. 4. Gestão da Qualidade. 5. Análise de Regressão. I. Beijo, Luiz Alberto. II. Título.

CDD-519.536

Ficha Catalográfica elaborada por Fátima dos Reis Goiatá
Bibliotecária-Documentalista CRB/6-425



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
Universidade Federal de Alfenas / UNIFAL-MG
Programa de Pós-graduação em Estatística Aplicada e Biometria

Rua Gabriel Monteiro da Silva, 700. Alfenas - MG CEP 37130-000
Fone: (35) 3299-1392 (Secretaria) (35) 3299-1121(Coordenação)
<https://www.unifal-mg.edu.br/ppgeab/>



LUIZ HENRIQUE MARRA DA SILVA RIBEIRO

“MODELAGEM BAYESIANA DO NÚMERO DE EMISSÕES DA ISO 9001 NOS PAÍSES DO CONTINENTE AMERICANO E NAS REGIÕES E ESTADOS BRASILEIROS”

A Banca Examinadora, abaixo assinada, aprova a Dissertação apresentada como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Estatística Aplicada e Biometria pela Universidade Federal de Alfenas. Área de Concentração: Estatística Aplicada e Biometria

Aprovado em: 5 de fevereiro de 2019.

Prof. Dr. Luiz Alberto Beijo

Instituição: UNIFAL-MG

Assinatura: _____

Profa. Dra. Natália da Silva Martins Fonseca

Instituição: UNIFAL-MG

Assinatura: _____

Prof. Dr. Eduardo Gomes Salgado

Instituição: UNIFAL-MG

Assinatura: _____

*Dedico esse trabalho ao meu pai
Luiz (in memoriam), a minha mãe
Andréia, as minhas irmãs Maria
Teresa e Ana Paula e a minha
namorada, Michele.*

AGRADECIMENTOS

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

Primeiramente, gostaria de agradecer a Deus, mesmo sem necessidade, pois Ele sabe da gratidão que tenho por tudo que me proporcionou.

Ao meu pai (*in memorian*), por ter sido o melhor exemplo que eu poderia ter para seguir, e por ter plantado a semente da curiosidade e da dúvida.

A minha mãe, Andréia, minhas irmãs, Maria Teresa e Ana Paula e minha namorada, Michele. Muito obrigado por todo o apoio e alegrias, fazendo com que esta etapa fosse repleta de momentos felizes.

A minha família, tios, tias, primos e primas, em especial ao tio Carlinhos, tio Cassinho, tia Iza e tia Helena.

À Universidade Federal de Alfenas, a todos os professores e servidores do Programa de Pós-Graduação em Estatística Aplicada e Biometria, em especial aos professores Eric, Fabricio e à Martha.

Ao meu orientador, professor Luiz Beijo, e coorientador, Denismar, pelos ensinamentos dentro de sala e conversas que me ajudaram a evoluir academicamente e como pessoa durante este período.

À banca de qualificação e de defesa, professor Eduardo, professor Fabricio, professora Natália e Thiago, pelas contribuições que muito agregaram a este trabalho.

Ao governo por ter possibilitado este projeto, via estruturas e profissionais de alta capacidade, empenhados e responsáveis.

À CAPES, pela bolsa de estudos.

Aos amigos que estiveram presentes, de alguma forma, durante esta etapa.

RESUMO

A ISO 9001 é uma norma de padrões internacionais destinados a empresas, cuja finalidade é a melhoria de processos em fluxo contínuo. Diversos benefícios relacionados aos empregados, empresas e o ambiente empresarial são correlacionados a esta norma, tais como: redução de desperdícios, aumento da fatia de mercado, aumento da média salarial dos empregados. A análise da relação entre os fatores de governabilidade, socioculturais e macroeconômicos, conjuntamente, e o número de certificações ISO 9001 emitidas em países do continente americano não foi identificada na literatura. Outro aspecto também não verificado na literatura é a relação entre os fatores macroeconômicos e o número de certificações ISO 9001 emitidas em estados brasileiros. Modelos de regressão são comumente utilizados para verificar as relações entre fatores e o número de certificações ISO 9001 emitidas em países. A estatística Bayesiana tem sido utilizada no ajuste de modelos de regressão e verificar suas significâncias, apresentando vantagens, como a incorporação de informações anteriores às observações, e uma maior eficiência em estimação nos casos de amostras pequenas. Diante desses fatos, objetiva-se, com este trabalho, verificar, por meio de ajustes de modelos de regressão sob o enfoque Bayesiano, a relação entre os fatores macroeconômicos, de governabilidade e socioculturais com o número de certificações ISO 9001 emitidas nos países do continente americano, e a relação dos fatores macroeconômicos e com o número de certificações ISO 9001 emitidas nos estados brasileiros. Os indicadores avaliados foram: número de empresas, desembolso do BNDES, arrecadação de impostos, produto nacional bruto, produto interno bruto, total de exportações, reservas totais, controle da corrupção, índice de percepção da corrupção, dívida externa, investimento direto do estrangeiro, índice de desenvolvimento humano e índice de competitividade global. Os fatores socioculturais e de governabilidade mostraram-se tão importantes quanto os macroeconômicos para o entendimento da evolução do número de certificações ISO 9001 nos países. Foram verificados padrões de modelos ajustados para estados, cujos padrões se repetiram para as regiões. A estatística Bayesiana possibilitou uma interpretação mais realista da modelagem.

Palavras-chave: Indicadores macroeconômicos. Indicadores de governabilidade. Indicadores socioculturais. Gestão da qualidade. Modelos de regressão.

ABSTRACT

The ISO 9001 is an international quality standard, which aims to the quality improvement of processes of firms in continuous flow. Several benefits are related to the employees, firms and business environment that are correlated to this standard, such as reduction of waste, increase in market share, and increase of the average laborers wage. The relationship analysis between the governance, sociocultural and macroeconomic factors, and the number of ISO 9001 certificates issued in the American continent was not identified in the literature. Another aspect that was not verified yet is the relationship between the macroeconomic factors and the number of ISO 9001 certificates issued in the Brazilian states. Regression models are commonly used to verify the relationship between factors and the number of ISO 9001 certificates issued in countries. The Bayesian statistics has been utilized in regression models fitting, and in the verification of its significances, what has been presenting advantages, such as annexation of information before the observations, and greater estimation efficiency in cases of small sample sizes. By these facts, the objective of this project is to analyze, through regression models, via Bayesian approach, the relationship between the macroeconomic, governance and sociocultural factors and the number of ISO 9001 certificates issued in the American countries, and the relationship between the macroeconomic factors and the number of ISO 9001 certificates issued in the Brazilian states. The following indicators were analyzed: number of legal firms, BNDES disbursement, tax revenue, gross domestic product, gross national product, total exports, total reserves, corruption control, corruption perception index, external debts, foreign direct investment, human development index, and global competitiveness index. The sociocultural and governance factors presented as important as the macroeconomic ones for the understanding the evolution of the number of ISO 9001 certificates issued in the countries. It was observed patterns in the fitted models for the states that were replicated to their respective regions. The Bayesian statistics enabled a more realistic interpretation of the modeling.

Key-words: Governance indicators. Macroeconomic indicators. Quality management. Regression models. Sociocultural indicators.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 –	Relação de continentes, dez maiores países e oito maiores setores empresariais proporcionais ao total de certificações ISO 9001 mundial em 2017.	26
Tabela 2 –	Número de certificações ISO 9001 emitidas em cada estado do Brasil e sua proporção em relação ao total de certificações emitidas no território brasileiro em valores de 2017.	27
Tabela 3 –	Tabela de evidências de Jeffreys (1961) para o fator de Bayes	45
Tabela 4 –	Fatores utilizados como covariáveis nos ajustes dos modelos aos números de certificados ISO 9001 emitidos para os países do continente americano, abreviações, literatura utilizada como referência para a adoção do fator, fonte de obtenção dos dados e unidade	51
Tabela 5 –	Fatores utilizados como covariáveis nos ajustes dos modelos ao número de certificados ISO 9001 emitidos para as regiões e estados brasileiros, abreviações, unidades, literatura utilizada como referência para a adoção do fator, fonte de obtenção dos dados e unidade	53
Tabela 6 –	Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano adotado (R_B^2)	63
Tabela 7 –	Modelos ajustados aos números de certificados ISO 9001 emitidos para os países com estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch	64
Tabela 8 –	Modelos ajustados aos números de certificados ISO 9001 emitidos para os países com estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch	65
Tabela 9 –	Modelos ajustados a partir das médias a posteriori	66
Tabela 10 –	Fatores significativos para os modelos selecionados para cada país estudado	68

Tabela 11 – Estimativas dos coeficientes de correlação (r) e valores-p (p) para as análises da relação entre os fatores de competitividade dos estados e o número de certificações ISO 9001 emitidas para os estados brasileiros .	75
Tabela 12 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Sul e estados dela selecionados	76
Tabela 13 – Modelos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Sul e para seus estados analisados, que foram todos: Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina	78
Tabela 14 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Sudeste e estados dela selecionados	79
Tabela 15 – Modelos Bayesianos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Sudeste e para seus estados analisados, que foram todos: Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo.	80
Tabela 16 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Centro-Oeste e estados dela selecionados	81
Tabela 17 – Modelos Bayesianos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Centro-Oeste e para seus estados analisados: Distrito Federal e Goiás.	82
Tabela 18 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Norte e estados dela selecionados	83

Tabela 19 – Modelos Bayesianos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Norte e para seus estados analisados: Amazonas e Pará.	84
Tabela 20 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Nordeste e estados dela selecionados	85
Tabela 21 – Modelos Bayesianos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Nordeste e para seus estados analisados: Bahia, Ceará e Pernambuco.	86
Tabela 22 – Fatores significativos para os modelos selecionados para cada região e estados estudados	87
Tabela 23 – Fatores significativos, DIC e R_B^2 dos três modelos selecionados pelo DIC para cada país	104
Tabela 24 – Fatores significativos, DIC e R_B^2 dos três modelos selecionados pelo DIC para cada país	105
Tabela 25 – Fatores significativos, DIC e R_B^2 dos três modelos selecionados pelo DIC para cada região e estado	106
Tabela 26 – Fatores significativos, DIC e R_B^2 dos três modelos selecionados pelo DIC para cada região e estado	107

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 –	Esquema dos ambientes de um país ou região, seus indicadores, relações entre eles e definições do que consta e não consta na literatura	19
Figura 2 –	Parte dos benefícios obtidos pela empresa e empregados com a adoção da norma ISO 9001	23
Figura 3 –	Representação gráfica das regiões brasileiras e estados selecionados para as análises	50
Figura 4 –	Evolução do número de certificados ISO 9001 no mundo de 2003 a 2017	58
Figura 5 –	Evolução do número de certificados ISO 9001 na América do Norte e América do Sul de 2003 a 2017	59
Figura 6 –	Evolução do número de certificados ISO 9001 na América Central de 2003 a 2017	60
Figura 7 –	Gráfico da dívida externa (DEC) ao longo do tempo, para os países cujos modelos o apresentaram significativo: Bolívia e Peru, para o período analisado de 2003 a 2017	70
Figura 8 –	Evolução do número de certificados no Brasil de 2008 a 2017	74
Figura 9 –	Proporção de pessoas desocupadas de 2002 à 2016 no Brasil	92

LISTA DE SÍMBOLOS

$r(X,Y)$ -	Coeficiente de correlação amostral entre as variáveis X e Y
$\rho(X,Y)$ -	Coeficiente de correlação populacional entre as variáveis X e Y
R_B^2 -	Coeficiente de determinação Bayesiano
R_{PM}^2 -	Coeficiente de determinação de Kent e O'Quigley
$\sigma_{X,Y}^2$ -	Covariância populacional entre as variáveis X e Y
$\beta_{i \neq 0}$ -	Demais parâmetros do modelo de regressão
$\pi(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{x})$ -	Distribuição a posteriori para o vetor de parâmetros $\boldsymbol{\theta}$
$\pi(\boldsymbol{\theta})$ -	Distribuição a priori para o vetor de parâmetros $\boldsymbol{\theta}$
$F_{(n_1; n_2)}$ -	Distribuição F com n_1 e n_2 graus de liberdade
$Gama(\alpha; \beta)$ -	Distribuição Gama parâmetros α e variância β
$N(\mu; \sigma^2)$ -	Distribuição Normal com média μ e variância σ^2
$U(a; b)$ -	Distribuição Uniforme com parâmetros a e b
$FB_{1,0}$	Fator de Bayes contra a hipótese - H_0
RL -	Fator do critério de Raftery e Lewis para independência
$f(X_i \boldsymbol{\theta})$ -	Função de distribuição de probabilidade de X_i
$L(\boldsymbol{\beta} \mathbf{x}, \mathbf{y})$ -	Função de verossimilhança de $\boldsymbol{\beta}$ de um modelo de regressão.
$L(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{x})$ -	Função de verossimilhança do vetor $\boldsymbol{\theta}$.
λ_i -	i -ésimo autovalor de uma matriz
β_0 -	Intercepto (em Y) do modelo de regressão
$LN(\cdot)$ -	Logaritmo natural
μ -	Média
σ^2 -	Variância
k -	Valor do teste k para multicolinearidade
$\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}$ -	Vetor de desvios

$\tilde{\varepsilon}_i$ -	Vetor de desvios relacionado à i-ésima observação
\mathbf{X} -	Vetor de distribuições da variável explanatória
\mathbf{Y} -	Vetor de distribuições da variável resposta
ε -	Vetor de erros
\mathbf{x} -	Vetor de observações da variável explanatória
\mathbf{y} -	Vetor de observações da variável resposta
β -	Vetor de parâmetros do modelo de regressão
θ -	Vetor de parâmetros de um modelo
$\tilde{\mathbf{y}}$ -	Vetor de predição para variáveis resposta
θ -	Parâmetro de um modelo
τ -	Precisão: inverso da variância
$ ZG $ -	Quantil do diagnóstico de Geweke para estacionariedade
$o(1,0 \mathbf{x})$ -	Razão de chances a posteriori contra H_0
$o(1,0)$ -	Razão de chances a priori contra H_0
p_{HW} -	Valor-p do critério de Heidelberger e Welch para convergência
$FB_{R_B^2}$ -	Valor de R_B^2 que gera um Fator de Bayes igual a cinco
$X_{(t-2)}$ -	Valor do fator X de dois anos anteriores
$X_{(t-1)}$ -	Valor do fator X de um ano anterior
$\text{Var}(\cdot)$ -	Variância

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- Arrec** - Arrecadação de impostos
- BNDES** - Banco Nacional do Desenvolvimento
- CC** - Controle da corrupção
- CLP** - Centro de Liderança Pública
- DEC** - Dívida externa
- DIC** - *Deviance information criterion*
- Empr** - Empresas formais
- EUA** - Estados Unidos da América
- Exp** - Total de exportações
- HPD** - *Highest posterior density*
- IBGE** - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
- IC** - Intervalo de confiança
- ICG** - Índice de competitividade global
- ICr** - Intervalo de credibilidade
- IDE** - Investimento direto do estrangeiro
- IDH** - Índice de desenvolvimento humano
- i.i.d** - Independentes e identicamente distribuídas
- IPC** - Índice de controle da corrupção
- ISO** - *International Organisation for Standardisation*
- MCMC** - Monte Carlo via cadeias de Markov
- PIB** - Produto interno bruto
- PIBE** - Produto interno bruto estadual
- PNB** - Produto nacional bruto
- RT** - Reservas totais

Desem - Desembolso do BNDES

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	17
1.1	OBJETIVOS	20
1.1.1	Objetivos Específicos	20
2	REFERENCIAL TEÓRICO	22
2.1	ISO 9001	22
2.2	O CONTINENTE AMERICANO NA ECONOMIA GLOBAL	26
2.3	A DISPERSÃO DA ISO 9001 NO TERRITÓRIO BRASILEIRO	27
2.4	FATORES RELACIONADOS COM A ISO 9001 NOS PAÍSES	28
2.5	FATORES RELACIONADOS COM A ISO 9001 NAS REGIÕES E ESTADOS BRASILEIROS	31
2.6	ANÁLISE DE CORRELAÇÃO LINEAR E COLINEARIDADE	33
2.7	MODELOS DE REGRESSÃO	34
2.8	ESTATÍSTICA BAYESIANA	35
2.8.1	Distribuição a Posteriori	36
2.8.2	Distribuição a Priori	37
2.8.3	Função de Verossimilhança	38
2.8.4	Cadeias de Markov	39
2.8.5	Monte Carlo Via Cadeias de Markov - MCMC	40
2.8.6	Convergências da Cadeia MCMC	40
2.8.7	Inferência Bayesiana	42
2.8.8	Distribuição Preditiva	46
2.8.9	Validação e Seleção de Modelos	46
3	MATERIAL E MÉTODOS	49
3.1	SELEÇÃO DOS PAÍSES DO CONTINENTE AMERICANO, REGIÕES E ESTADOS BRASILEIROS	49
3.1.1	Países do Continente Americano	49
3.1.2	Regiões e Estados Brasileiros Selecionados	49
3.2	FATORES ANALISADOS NAS MODELAGENS	51
3.2.1	Países do Continente Americano	51
3.2.2	Regiões e Estados Brasileiros	52
3.3	ANÁLISE DE CORRELAÇÃO	53
3.4	MODELOS BAYESIANOS	54
3.4.1	Distribuições a Priori	55
3.4.2	Critérios de Convergência	57
3.4.3	Seleção de Modelos e Qualidade dos Ajustes	57
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	58
4.1	A ISO 9001 NO MUNDO	58
4.2	ANÁLISE DA ISO 9001 NO CONTINENTE AMERICANO	59
4.2.1	Análise de Correlação dos Fatores de Governabilidade e Socioculturais	61
4.2.2	Modelos Ajustados	62
4.2.3	Interpretações Práticas dos Fatores	67
4.3	ANÁLISE DA ISO 9001 NO BRASIL	73
4.3.1	Análise de Correlação Para os Fatores de Competitividade dos Estados	74
4.3.2	Modelos Ajustados	76

4.3.3	Interpretações Práticas dos Fatores	86
4.4	IMPLICAÇÕES RELACIONADAS À ISO 9001	91
5	CONCLUSÕES	93
6	SUGESTÕES DE TRABALHOS FUTUROS	95
	REFERÊNCIAS	96
	APÊNDICES	104

1 INTRODUÇÃO

A ISO 9001 é uma norma com padrões de qualidade internacionais, que possui como finalidade a melhoria contínua da qualidade (ISO, 2015). Esta norma tende a beneficiar empresas e funcionários das empresas que a adotam, pois a melhoria da qualidade gerada pela adoção da norma aumenta a credibilidade, que por sua vez propulsiona as vendas, exigindo aumento da produção, o que exige mais empregados, que passam a ter maiores salários (FENG; TERZIOVSKI; SAMSON, 2007). Singh et al. (2011) afirmam que a ISO 9001 auxilia as empresas no atendimento ao cliente. E, pelo fato de uma empresa depender de outras empresas, que podem estar presentes no mesmo ambiente empresarial que essa, a norma ISO 9001 tende a beneficiar o ambiente empresarial e seu funcionamento como um todo. Como um país comumente possui um conjunto de empresas e ambientes empresariais, a adoção desta norma por estas empresas ou segmentos de empresas também tende a resultar em benefícios para esta nação. Logo, fatores macroeconômicos de países são comumente relacionados com o número de certificações da norma ISO 9001 emitidas em seus territórios, como, por exemplo, o produto interno bruto (SARAIVA; DUARTE, 2003; SAMPAIO et al., 2009 a; SAMPAIO; SARAIVA; RODRIGUES, 2011; SALGADO et al., 2015).

Segundo dados disponibilizados pela ISO (2018), os maiores continentes em números de certificação ISO 9001 são: Ásia e Europa, seguidos pela América. Na literatura, há diversos trabalhos relacionados ao número de certificações ISO 9001 para os continentes asiático e europeu (SAMPALIO et al., 2009A; SAMPALIO et al., 2009B; SAMPALIO, SARAIVA e RODRIGUES, 2011; LO et al., 2013). Entretanto, há poucos estudos sobre este tema voltados para o continente americano, como por exemplo o trabalho de Salgado et al. (2015). O continente americano é de grande importância para a economia global, representando 33,5% do PIB mundial (THE WORLD, 2018) e possuindo 7,9% do total de números de certificações ISO 9001 emitidas no mundo (ISO, 2018). Dentro do continente americano, o Brasil também possui elevada importância. Ele é o quinto maior país do mundo, com uma área em terra de aproximadamente 8.358,1 Km². Em 2017, o país possuía uma população de aproximadamente 209 milhões de pessoas, exibiu um produto interno bruto de aproximadamente 2,06 trilhões de dólares americanos (THE WORLD, 2018). No território brasileiro, no ano de 2017, observou-se o segundo maior número de normas ISO 9001 emitidas no continente americano, apresentando 17.165 emissões, o que é mais do que o continente africano inteiro possuía,

ficando apenas atrás dos Estados Unidos (ISO, 2018).

Na literatura, há estudos sobre a relação de fatores socioculturais e de governabilidade com fatores macroeconômicos (RANIS; STEWART, 2000; SOLIMANO, 2005; AIDT et al., 2008). Porém, não foram encontrados estudos sobre a relação entre os fatores de governabilidade e socioculturais, em conjunto com os macroeconômicos e o número de certificações ISO 9001 emitidas em países. Então, como a literatura indica haver relação entre os fatores macroeconômicos e o número de certificação ISO 9001, e que os fatores de governabilidade e socioculturais influenciam os macroeconômicos, é válida a verificação se estes três grupos de fatores podem ser utilizados para explicar a evolução do número de certificação ISO 9001 em países. Também não foi identificado, na literatura, algum trabalho que estudasse as relações entre estes fatores macroeconômicos e o número de certificações ISO 9001 emitidas em estados brasileiros, e seus impactos em suas regiões.

Em estudos para países europeus e americanos, modelos de regressão têm sido utilizados para verificar a relação entre diversas variáveis explanatórias e a variável resposta: número de certificados ISO 9001 emitidos (FRANCESCHINI, GALETTO e GIANNI, 2004; SAMPAIO, SARAIVA e RODRIGUES, 2011; SALGADO et al., 2015). Dentro da teoria dos modelos de regressão, os parâmetros podem ser considerados aleatórios, e métodos inferenciais devem ser utilizados para verificar se eles são significativos, como uma forma de validar o modelo (MONTGOMERY et al., 2012). Sendo que a utilização da inferência Bayesiana em modelos de regressão vem apresentando bons resultados para esta finalidade.

A estatística Bayesiana considera o parâmetro como aleatório e possibilita a utilização de conhecimentos anteriores às observações dos experimentos, que são traduzidos em distribuições a priori dos parâmetros, no estudo atual. A utilização desta teoria geralmente apresenta uma maior eficiência na estimação de parâmetros, sua utilização resulta em intervalos de credibilidade mais precisos, e seus estimadores minimizam vieses para modelagens com pequenas amostras. Esta metodologia também facilita comparações de parâmetros de curvas de tratamentos diferentes, além de colocar observações e parâmetros no mesmo nível conceitual, de possuidoras de uma distribuição de probabilidades (ROBERT, 2007; CONGDON, 2007; SILVA et al., 2009; ROSSI, 2011).

Com a intenção de resumir os estudos verificados na literatura e as lacunas nela existentes, a Figura 1 representa, por meio de um fluxograma, os estudos existentes na literatura e o ineditismo do presente trabalho. As linhas contínuas indicam os estudos

realizados anteriormente, e as linhas tracejadas indicam estudos não identificados, e que foram tratados no presente trabalho.

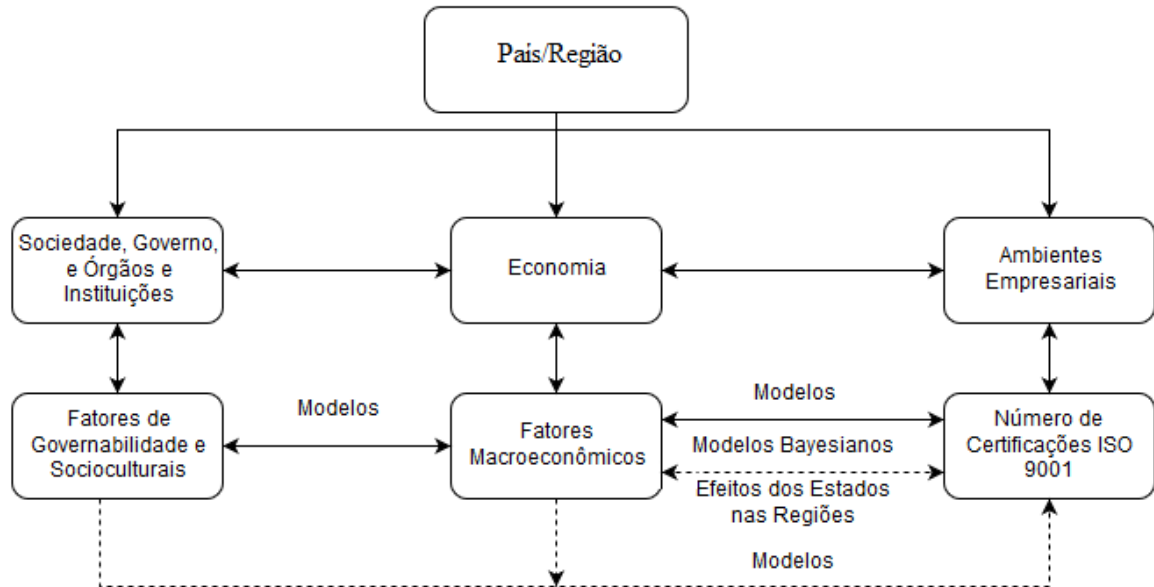


Figura 1 – Esquema dos ambientes de um país ou região, seus indicadores, relações entre eles e definições do que consta e não consta na literatura

Fonte: do autor.

Nota: linha contínua: existem trabalhos na literatura, linhas tracejadas: não existem trabalhos na literatura.

A Figura 1 representa graficamente, de forma simplificada, a ideia de que um país ou região pode ser considerado um conjunto de ambientes empresariais, possui uma economia, e nele há uma sociedade, o governo, os órgãos e as instituições. A ISO 9001 é considerada um indicador do ambiente empresarial. Os fatores macroeconômicos são indicadores que permitem analisar a evolução da economia do país ou região, e os fatores de governabilidade e socioculturais são indicadores que caracterizam sua sociedade, governo, órgãos e instituições. Na literatura, para países, modelos foram ajustados aos fatores macroeconômicos utilizando-se como covariáveis dados de fatores de governabilidade, socioculturais para melhor entender a relação entre a sociedade, instituições e a economia (CHECHERITE-WESTPHAL; ROTHER, 2012; AIDT, 2008). O mesmo ocorre com o número de certificações ISO 9001 emitidas e fatores macroeconômicos, para verificar a relação entre o ambiente empresarial e a economia nacional (SAMPAIO; SARAIVA; RODRIGUES, 2011; SALGADO et al., 2015). Entretanto, não foram identificadas aplicações de ajustes de modelos aos números de certificações ISO 9001 sob o enfoque Bayesiano. Também não foram identificados ajustes de modelos aos números de certificações ISO 9001 utilizando-se como covariáveis os fatores

macroeconômicos, de governabilidade e socioculturais. Além disto, as relações entre o número de certificação ISO 9001 e fatores macroeconômicos para os estados brasileiros também não foram analisadas.

Abaixo, seguem algumas questões que direcionaram os objetivos desse trabalho:

- a) quais são os fatores macroeconômicos, socioculturais e de governabilidade que afetam o número de certificações ISO 9001 nos países do continente americano?;
- b) quais são os efeitos destes fatores no número de certificações ISO 9001 emitidas nos países do continente americano?;
- c) quais são os fatores macroeconômicos que se relacionam com o número de certificações ISO 9001 nas regiões e estados brasileiros?;
- d) quais são as relações entre os fatores macroeconômicos e os números de certificados ISO 9001 emitidos nas regiões e estados brasileiros?.

1.1 OBJETIVOS

Os objetivos gerais desse trabalho são: verificar, utilizando-se da modelagem Bayesiana, as relações entre os fatores macroeconômicos, socioculturais e de governabilidade e o número de certificados ISO 9001 emitidos nos países do continente americano em valores anuais. Objetiva-se, também, analisar as relações entre os fatores macroeconômicos e o número de certificações ISO 9001 emitidas para os estados brasileiros e as relações entre os modelos dos estados e suas regiões em valores anuais.

1.1.1 Objetivos Específicos

Os objetivos gerais foram divididos nos seguintes objetivos específicos:

- a) verificar os ajustes de modelos de regressão, via estatística Bayesiana, aos números de certificações ISO 9001 emitidas para os países do continente americano em valores anuais. Sendo os fatores macroeconômicos, socioculturais e de governabilidade utilizados como covariáveis;
- b) avaliar, como os fatores sociocultural (Índice de Desenvolvimento Humano) e de governabilidade (Investimento Direto do Estrangeiro, Dívida Externa, Controle da Corrupção, Índice de Percepção da Corrupção, Índice de Competitividade Global) se relacionam com o número de certificações ISO 9001 emitidas para os países do continente americano;
- c) analisar como os fatores macroeconômicos (Produto Interno Bruto, Arrecadação de Impostos, Número de Empresas Formais e Desembolso do BNDES) se relacionam com o número de certificações ISO 9001 emitidas para as regiões e estados brasileiros;
- d) verificar as influências das relações observadas nos modelos dos estados em suas respectivas regiões.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Nesta seção, serão apresentadas as revisões da literatura relacionadas à ISO 9001, às seleções dos países do continente americano, regiões e estados brasileiros, fatores utilizados e modelagem Bayesiana.

2.1 ISO 9001

A ISO 9001 é uma norma proposta pela *International Organisation for Standardisation* (ISO), e que está dentro da família ISO 9000. Essa norma é considerada uma das mais efetivas ferramentas suporte para o sistema de gerenciamento da qualidade, auxiliando empresas e instituições a melhorarem as qualidades de produtos e serviços prestados em fluxo contínuo, principalmente empresas que não são muito eficientes, pois a norma exige alguns tópicos que forcem a empresa a melhorar seus processos (SALGADO et al., 2015; LO et al., 2013). Grande parte da expansão da organização ISO pelo mundo se deve à norma ISO 9001 e sua presença em muitos países, em diversos tipos de organização de todos os portes (MAGD; CURRY, 2003; ISO, 2015). De acordo com o último relatório da ISO considerado (ISO, 2017), um total de 195 países e mais de um milhão de organizações estavam utilizando a ISO 9001.

No estudo de Levine e Toffel (2010), foi verificado que, geralmente, com a adoção da norma, as empresas apresentam aumento da qualidade dos produtos e serviços, passando a ter uma maior credibilidade, gerando um aumento de demanda, de unidades vendidas e consequentemente do faturamento. Isto aumenta a produção e, consequentemente, o número de empregados das empresas, que também passam a ter maiores salários. Como parte dos custos totais vem dos erros cometidos na linha produção, uma redução no número de acidentes neste setor da empresa resulta redução do custo total. Porém, estas relações dependem de vários fatores, sendo que um deles é a motivação da empresa em adotar a ISO 9001 (FENG; TERZIOVSKI; SAMSON, 2007). Empresas que adotam por fatores externos, normalmente obtêm menores benefícios desta norma do que empresas que a adotem por motivações internas (SINGH et al., 2011). Feng, Terziowski e Samson (2007) concluem, em um estudo realizado em empresas australianas e neozelandesas, que as exigências solicitadas pela ISO 9001 são comumente excedidas quando esta norma é adotada por uma empresa motivada por fatores

internos. Parte dos benefícios da norma ISO 9001 para empresas que a adotam está sumarizada na Figura 2.



Figura 2 – Parte dos benefícios obtidos pela empresa e empregados com a adoção da norma ISO 9001
 Fonte: do autor.

A ISO 9001 é baseada na ideia da melhoria contínua e é flexível o bastante para ser utilizada por vários tipos de organizações (MAGD; CURRY, 2003). Esta norma, por exemplo, não especifica os objetivos da qualidade e o que é atender às expectativas do cliente para cada tipo de empresa. Porém, consta, na norma ISO 9001, que a organização deve especificar os objetivos e melhorar seus processos para atingir às expectativas dos clientes (ISO, 2015). Por isso, a ISO pode ser utilizada por empresas de quaisquer portes, de diferentes setores, de diversas atividades empresariais (MAGD; CURRY, 2003). Apesar de padrões de qualidade poderem ser desenvolvidos e inspecionados de forma interna, ser certificado por uma entidade internacional com inspetores externos sinaliza aos clientes e parceiros comerciais que a empresa está propriamente certificada conforme certos padrões mundiais de qualidade (ISO, 2015).

Segundo Singh et al. (2011), geralmente, o desempenho operacional é avaliada pelos níveis de inventário, taxas de defeitos nos produtos, confiança no desempenho, prazos de entrega, desempenho nos envios, taxas de utilização da capacidade e taxas de desperdício. Estes fatores têm uma relação com a qualidade da comunicação entre fornecedores e cliente, visando atender às suas expectativas, impactando o ambiente empresarial. Logo, o número de certificações ISO 9001 em um local físico (estado, região ou país) pode sinalizar um bem estar de seu setor empresarial como um todo. Foi realizada uma busca na literatura, e foram verificadas indicações de fatores macroeconômicos e de governabilidade que se relacionam com o número de certificações ISO 9001 e podem auxiliar no entendimento de como é sua difusão em países.

Na literatura, não há uma concordância quanto relação entre número de certificados emitidos pela norma ISO 9001 e a capacidade de inovação das empresas. Há estudos, sobre

a versão ISO 9001: 2000 e que podem ter sido alterados pelas atualizações da norma, que dizem que a certificação afeta negativamente suas capacidades de inovação, utilizando-se de argumentos relacionados com a burocratização e rigidez dos procedimentos necessários para a adoção e manutenção da norma (LEVINE; TOFFEL, 2010; MAGD; CURRY, 2003). Esta burocratização e o excesso de documentação provocam a mais comum crítica acerca das normas da família ISO 9000, que é o relativo excesso de custo e tempo necessários para sua adoção e manutenção (LEVINE; TOFFEL, 2010). Entretanto, o estudo de Huo, Han e Prajogo (2014) mostra que a adoção da norma ISO 9001, em conjunto com sistemas de gestão específicos, tende a ajudar a melhorar a qualidade do produto e aumentar a capacidade de inovação da empresa simultaneamente. Porém, para isto, é necessário comprometimento gerencial.

A origem dos benefícios da ISO 9001 em empresas que a adotam pode ser entendida pelo fato de que a adoção do sistema de gestão da qualidade ISO está relacionada ao aumento de vendas e redução de custos operacionais, o que resulta em novos clientes. Estudos têm mostrado que empresas que adotam padrões ISO de gerenciamento da qualidade apresentam aumento na lucratividade, benefícios em marketing e passam a operar melhor (MAGD; CURRY, 2003; TERZIOVSKI; GUERRERO, 2014; ISO, 2015). Porém, apesar de os ganhos fixos obtidos pela norma, como marketing, se manterem, as taxas de ganhos dos benefícios, relacionadas às melhorias da qualidade em fluxo contínuo, não são permanentes ao longo do tempo. Após a adoção desta norma, à medida que o tempo passa, a organização passa a apresentar declínio na variação de benefícios causados pela ISO 9001. Isso pode ser explicado porque organizações em estágios iniciais de gestão da qualidade têm muito o que melhorar, e se beneficiam mais pela implementação da norma ISO 9001 do que empresas estágio avançado de gestão da qualidade, que necessitam exceder às especificações gerais da norma para apresentar uma melhora relevante. Então, empresas que adotaram e mantiveram a norma ISO 9001 há um tempo considerável, e possuem um nome forte no mercado, podem considerar que a norma apenas acrescente custos, atrasos e documentação em excesso, e não agrega benefícios suficientes para compensar sua manutenção (SAMPAIO et al., 2009 a). Entretanto, mesmo não agregando tanto valor para a empresa de forma individual, esta norma pode continuar encaminhando benefícios para a empresa de forma indireta.

De acordo com Singh et al. (2011), o ambiente em que as empresas estão operando influenciam suas habilidades como organizações e sua capacidade de sobrevivência e de sucesso. Então, o conhecimento sobre quais fatores influenciam o ambiente empresarial em

um país pode ser de grande importância para pesquisadores, gestores e governantes. Além do mais, como o ambiente em que as empresas estão operando é composto por um conjunto de empresas, e as empresas dependem do ambiente empresarial para funcionar bem, então, uma empresa depende das outras. Como a norma ISO 9001 auxilia no cumprimento dos requerimentos aos clientes, que muitas vezes são empresas, logo, esta norma não só auxilia as empresas de forma individual, mas o ambiente empresarial como um todo. E um país, uma região, ou mesmo um estado podem ser considerados um ambiente empresarial.

Segundo Salgado et al. (2015), o número de certificações ISO 9001 emitidas para países possui relação com o seu crescimento econômico. O número de certificações desta norma vem aumentando bastante em escala global nas duas últimas décadas. Este fenômeno pode ser associado ao crescimento econômico global no mesmo período. Segundo Sampaio, Saraiva e Rodrigues (2011), isto se deve às demandas desta norma, tanto para setores privados quanto para setores públicos. Apesar do aumento no número de certificações da família ISO 9000 no mundo, ainda há uma demanda de estudos que definam novas perspectivas sobre implementação destas normas, e sobre a sua difusão (SAMPAIO; SARAIVA; RODRIGUES, 2011).

Conforme Sampaio et al. (2009 a), a ISO 9001 começou a se difundir principalmente na Europa, quando empresas europeias passaram a adotar a norma e começaram a exigir que seus fornecedores também aderissem a ela. Logo, esta se espalhou para fora desse continente, pois, em muitos casos, os fornecedores das grandes empresas da Europa eram empresas localizadas em países fora do continente europeu. Posteriormente, as empresas destes continentes começaram a aderir à norma por uma questão de competitividade (MAGD; CURRY, 2003). Conforme Sampaio et al. (2009 a), fatores que motivam as empresas a adotarem a ISO 9001 podem ser internos ou externos. Os fatores internos seriam os relacionados ao objetivo da empresa em obter melhoria organizacional. Os fatores externos seriam os relacionados com as exigências do mercado, como, por exemplo, propaganda, pressão do consumidor e necessidade de uma maior fatia de mercado. Conforme Singh et al. (2011), não é possível uma empresa adotar a ISO 9001 com base apenas em fatores externos ou internos, mas, na verdade, há uma relação complexa entre ambos que faz com que a empresa adote essa norma. Porém, as razões internas são as mais influentes na hora de tomar a decisão sobre a adoção e manutenção da ISO 9001, e empresas que adotam focadas principalmente por fatores internos se beneficiam mais pela adoção. Isso é explicado porque os fatores internos são considerados pela alta diretoria como importantes e essenciais, o que tende

a fazer com que a empresa exceda as exigências da norma, enquanto externos somente cumprem a norma como forma de expansão ou de manutenção da fatia de mercado, fazendo com que as empresas tendam a apenas cumprir as exigências da norma.

Aplicações de regressão linear múltipla para modelagem associadas à certificação ISO 9001 podem ser verificadas nos trabalhos de Franceschini, Galetto e Gianni (2004), Salgado et al., (2015), Levine e Toffel (2010) e Sampaio; Saraiva e Rodrigues (2011) ou mesmo para outras normas da família ISO, como para a ISO 14001 no trabalho de Boiral e Henri, (2012), ou ISO/TS 16949 dos trabalhos de Neves, Salgado e Beijo (2017), e Neves et al. (2018). Porém, a abordagem Bayesiana em modelos de regressão tem apresentado resultados satisfatórios em estimativas de parâmetros, minimizando vieses, melhorando a precisão e a acurácia (MARTINS FILHO et al, 2008; SILVA et al., 2009; CARVALHO, BEIJO e MUNIZ, 2017) e não foi verificada sua utilização em modelagem relacionada com a norma ISO 9001.

2.2 O CONTINENTE AMERICANO NA ECONOMIA GLOBAL

A Tabela 1 apresenta os continentes, os dez maiores países e os oito maiores setores empresariais com maiores proporções de certificações ISO 9001 em relação à emissão mundial de 2017.

Tabela 1 – Relação de continentes, dez maiores países e oito maiores setores empresariais proporcionais ao total de certificações ISO 9001 mundial em 2017.

Continente	Certificação (%)	País	Certificação (%)	Setor empresarial	Certificação (%)
Ásia	52,3%	China	37,13%	Indústrias de processos de fabricação relacionados a metais	12,91%
Europa	36,8%	Itália	9,23%	Equipamentos elétricos e óticos	10,34%
América	7,9%	Alemanha	6,11%	Atacado e varejo; reparos de veículos motorizados; motocicletas e bens pessoais e domésticos	8,91%
Oriente Médio	1,9%	Japão	4,25%	Construção	8,78%
África	1,1%	Reino Unido	3,54%	Máquinas e equipamentos	7,54%
		Índia	3,41%	Produtos de borracha e plástico	5,49%
		Espanha	3,02%	Outros Serviços	5,38%
		Estados Unidos	2,37%	Serviços de engenharia	4,84%
		França	2,06%		
		Brasil	1,62%		

Fonte: ISO, 2018.

Além de o continente americano possuir aproximadamente 7,9% do total de números de certificados ISO 9001 no mundo em 2017 (ISO, 2017), este continente é de grande

importância para a economia global, representando, também em 2017, aproximadamente, 33,5% do PIB mundial (THE WORLD, 2018). A parte sul-americana contribuiu consideravelmente para a expansão econômica do continente na primeira década do século 21, o que ocorreu, principalmente, pelo aumento dos preços de *commodities* e pela abundante liquidez internacional (CACCIAMALI et al., 2012). Entretanto, segundo Summers (2014), os Estados Unidos vêm afetando em alguns momentos negativamente a economia do continente, devido a duas recessões no começo do século, que estão relacionadas com altos valores de bens imobiliários e pouca demanda. Salgado et al. (2015) verifica que os estudos sobre o número de certificações ISO 9001 para o continente americano ainda são escassos e estudos são necessários para melhor entender sua difusão nos países e o que pode influenciá-la.

2.3 A DISPERSÃO DA ISO 9001 NO TERRITÓRIO BRASILEIRO

Na Tabela 2, estão apresentados os números de certificados ISO 9001 emitidos em cada estado do Brasil e sua proporção em relação ao total de certificações emitidas no território brasileiro em valores de 2017.

Tabela 2 – Número de certificações ISO 9001 emitidas em cada estado do Brasil e sua proporção em relação ao total de certificações emitidas no território brasileiro em valores de 2017.

Estado	ISO 9001	Proporção	Estado	ISO 9001	Proporção
São Paulo	4.003	57,14%	Alagoas	43	0,61%
Minas Gerais	617	8,81%	Mato Grosso do Sul	41	0,59%
Santa Catarina	456	6,51%	Maranhão	38	0,54%
Paraná	428	6,11%	Mato Grosso	36	0,51%
Rio Grande do Sul	292	4,17%	Rio Grande do Norte	30	0,43%
Rio de Janeiro	272	3,88%	Piauí	22	0,31%
Espírito Santo	134	1,91%	Paraíba	20	0,29%
Bahia	130	1,86%	Rondônia	16	0,23%
Goiás	125	1,78%	Acre	13	0,19%
Pernambuco	123	1,76%	Sergipe	12	0,17%
Amazonas	111	1,58%	Tocantins	11	0,16%
Ceará	108	1,54%	Roraima	10	0,14%
Distrito Federal	105	1,50%	Amapá	1	0,01%
Pará	101	1,44%			

Fonte: INMETRO, 2018.

Pode-se verificar, pelas informações da Tabela 2, que os sete estados das regiões Sul e Sudeste são os sete maiores estados em número de certificação. Pode-se verificar também que dezessete estados apresentam números de certificações maiores que 100.

2.4 FATORES RELACIONADOS COM A ISO 9001 NOS PAÍSES

Na literatura, a ISO 9001 aparece relacionada com vários fatores macroeconômicos para países de vários continentes e diversos períodos de tempo. Geralmente, os fatores estudados são: produto interno bruto, produto nacional bruto, exportações e reservas totais (SALGADO et al., 2015; SAMPAIO et al., 2009 a; SAMPAIO; SARAIVA; RODRIGUES, 2011; SARAIVA; DUARTE, 2003). Além disso, os fatores relacionados com a governabilidade foram utilizados em outros trabalhos: índice de competitividade global e fator de inovação e sofisticação (SALGADO et al., 2015; PRIEDE, 2012).

Verificar as relações entre esses fatores e o desempenho das empresas é uma tarefa árdua, pois são muitos os fatores, e eles podem influenciar positivamente ou negativamente dependendo da organização que adota a norma e das especificidades do país (LEVINE; TOFFEL, 2010; SAMPAIO et al., 2009 a). Isso se deve ao fato de que as normas padrão ISO podem influenciar de diferentes maneiras, como por exemplo: uma forma de melhorar a qualidade da empresa, uma maneira de atingir vantagem competitiva ou aumentar vendas pela melhor imagem transmitida da qualidade dos produtos ou serviços em direção à satisfação do cliente, ou como uma forma de entrar na era do conhecimento, cumprindo expectativas dos consumidores (MAGD; CURRY, 2003).

No trabalho de Salgado et al. (2015), foram utilizadas as covariáveis: produto nacional bruto, porcentagem de exportações em relação ao produto interno bruto e reservas totais obtidas do The World (2018), número de certificações ISO 9001 de um ano e dois anos anteriores ao período analisado, obtidos pela pesquisa da ISO (ISO, 2018). Além de valores absolutos, os autores também analisaram valores dos fatores *per capita*. Os fatores em condição *per capita* possuem uma interpretação mais complexa quando no modelo, pois atrela-se o fator à população do país. Os fatores de um a dois anos anteriores se justificam porque alguns fatores necessitam algum tempo para influenciar o número de certificações e o número de certificações de anos anteriores podem influenciar o ano seguinte.

Além destes fatores macroeconômicos dos países, cujas relações com o número de certificação ISO 9001 foram avaliadas anteriormente, há outros fatores, cujas relações com o número de certificação ISO 9001 de países ainda não foram verificadas, segundo busca na literatura, mas que podem possuir uma relação com o número de certificações ISO 9001 emitidas nestes países. Estes fatores, que serão apresentados a seguir, foram considerados por terem uma relação, segundo diversos autores, com os fatores macroeconômicos estudados anteriormente, que podem apresentar relação com o número de certificações ISO 9001.

Segundo Solimano (2005), em seu estudo sobre países andinos, foi verificado que há relação entre crise econômica e instabilidade política, mas a verificação de causa e efeito não é simples e pode variar dependendo das características, do período, e do país. Por exemplo, a crise presidencial Boliviana de 2003 gerou uma crise econômica no período consecutivo a ela. Entretanto, a crise econômica do Equador, do final da década de 90, fez com que o mandato do então presidente Mahuad não se sustentasse, gerando uma crise presidencial no início dos anos 2000. Além disso, outras crises presidenciais podem ser causadas por escândalos de corrupção, devido à falta de transparência. Um exemplo disso é a queda do presidente peruano Fujimori no ano de 2000, devido a um caso de propina envolvendo seu chefe de segurança Vladimiro Montesinos.

O índice de desenvolvimento humano leva em consideração, dentre outros fatores, a expectativa de vida, alfabetismo com 15 anos de idade ou mais, frequência da população com educação primária, secundária e superior e o produto interno bruto *per capita* (SOLIMANO, 2005). Então, por este índice possuir uma relação com o crescimento econômico, existe também a possibilidade de ele se relacionar com o número de certificações ISO 9001 emitidas nos países, e esta relação pode ser verificado via modelagem.

Conforme Checherita-Westphal e Rother (2010), antes do século 20, as dívidas dos governos eram baixas e normalmente relacionadas com períodos de guerra, e ainda são comumente tratadas, na literatura, como possuindo uma relação linear negativa com o crescimento econômico. Entretanto, em um estudo realizado em 12 países da União Europeia, verificou-se uma relação em forma de um polinomial de grau dois com concavidade voltada para cima, em formato de um “U”, sendo o ponto de inflexão da relação entre a dívida e o crescimento econômico verificado entre 90% e 100% do PIB, e considerando o intervalo de confiança, o ponto mínimo pode ser até 70%. Portanto, segundo os autores, os indicadores relacionados com dívida externa podem ser positivos ou negativos, dependendo da extensão da

dívida em porcentagem do PIB.

Segundo Carkovic e Levine (2005), o investimento direto do estrangeiro leva aos países beneficiários tecnologia e *know-how* em negócios, o que potencializa a produtividade de todas as empresas da região e não somente a produtividade da empresa recebedora do capital. Porém, foi verificado pelos autores que a relação entre o investimento direto do estrangeiro e o crescimento econômico dependem de algumas variáveis do país beneficiário. Segundo os autores, o nível educacional possui relação negativa e nível de desenvolvimento financeiro uma relação positiva com o investimento do estrangeiro. Logo, segundo os autores, o índice de investimento direto do estrangeiro também pode apresentar diferentes relações, podendo ser positivo ou negativo, dependendo das características educacionais e financeiras dos países.

Conforme Priede (2012), a competitividade de um país é definida como sendo “um conjunto de instituições, políticas e fatores que determinam o nível de produtividade”. Para verificar tal característica dos países e ranqueá-los, foi criado o índice de competitividade global, calculado por médias ponderadas de vários componentes relacionados com a realidade complexa da chamada “competitividade”, sendo alguns deles: infraestrutura, estabilidade macroeconômica, saúde, educação primária e superior, mão-de-obra, eficiência e sofisticação do mercado financeiro e de negócios, e inovação, dentre outros. Assim, sendo a ISO 9001 o sistema de gerenciamento da qualidade mais efetivo e popular, ela pode ser utilizada como ferramenta para melhorar a situação da empresa num meio competitividade e de um ambiente empresarial numa economia globalizada. Isto se deve pelas melhorias obtidas pelas ferramentas que a norma proporciona.

O número de certificações ISO 9001 emitidas nos países está muitas vezes relacionado com os indicadores macroeconômicos destas nações. E na literatura há fatores socioculturais e de governabilidade relacionados com o desempenho econômico. Porém, não foram verificados estudos que analisem se estes indicadores socioculturais e de governabilidade dos países influenciam o número de certificações ISO 9001 neles emitidas.

2.5 FATORES RELACIONADOS COM A ISO 9001 NAS REGIÕES E ESTADOS BRASILEIROS

Segundo a literatura, é comum haver uma relação entre o PIB e o número de certificações ISO 9001 emitidas em países, em especial para países do continente americano, de acordo com resultados encontrados por meio de modelagem (SALGADO et al., 2015; SAMPAIO et al., 2009 a). Por esta razão, pode-se analisar a influência do fator produto interno bruto estadual como covariável através da análise de regressão para verificar sua influência nos números de certificações ISO 9001 emitidos nas regiões e estados brasileiros. Entretanto, pode ocorrer de apenas o produto interno bruto estadual não ser suficiente para captar toda a variabilidade e as especificidades de cada região e estado brasileiros. Logo, verificando-se na literatura, foram verificados indícios de que a arrecadação de impostos, o desembolso do Banco Nacional do Desenvolvimento e o número de empresas legais também podem influenciar a economia e conseqüentemente o número de certificações ISO 9001 emitidas para estes locais. A seguir, segue uma revisão sobre os fatores utilizados como covariáveis nas modelagens para as regiões e estados brasileiros.

Primeiramente, foi justificado o fator número de empresas como covariável que possa explicar o número de emissões da norma ISO 9001 nas regiões e estados brasileiros. Esse fator também pode indicar se há uma possível saturação do número de emissões desta norma nas regiões e estados do Brasil (SAMPALIO et al., 2009 a).

Como explicado anteriormente que a economia pode influenciar o número de certificações ISO 9001, a crise econômica em um local pode ser utilizada para explicar a evolução do número de certificados nele emitidas. De acordo com Prates, Cunha e Lélis (2011), o “efeito-contágio” da crise financeira de 2008 atingiu o Brasil através das contas externas. O Brasil estava registrando balanço superavitário positivo e crescente de 2005 à 2007, que por causa da crise de 2008, houve um grande recuo seguido de crescimento em 2009. Outro ponto que não permitiu o superavit continuar positivo e crescendo foi a elevação das taxas cambiais brasileiras até setembro de 2008. Porém, o efeito da crise só não foi maior por causa do investimento direto do estrangeiro, que atingiu valor recorde no período próximo à crise financeira de 2008. Outro impacto negativo desta crise na economia brasileira, segundo os autores, está relacionado o seu comércio exterior do país. Sendo a pauta exportadora formada principalmente de *commodities* e a importadora composta principalmente de bens

manufaturados e tecnológicos, a redução de consumo de *commodities* pelos países desenvolvidos fez com que o seu preço reduzisse consideravelmente, afetando negativamente a economia brasileira (CACCIAMALI et al., 2012; PRATES; CUNHA; LÉLIS, 2011). Segundo Barbosa Filho (2017), há uma crise no Brasil desde 2014, que se origina de diversos choques de oferta e demanda, e que foram, em sua maioria, ocasionados por erros de políticas públicas.

O desembolso do BNDES, que é uma forma de crédito do governo para as empresas de juros relativamente baixos, também foi avaliado como covariável. O crédito possui uma importância para o setor privado de um país, e a falta de crédito, como o desembolso de bancos privados ou públicos pode ser causa da inibição do crescimento do setor privado (SAMARGANDI; FIDRMUC; GHOSH, 2014). No desenvolvimento, o desembolso funciona melhor se aplicado por algumas instituições do que aplicado por outras. Algumas explicações podem ser: efetividade da administração da empresa que desembolsa, pois sendo menos burocrática e operando a menores custos, uma parte maior do recurso chega ao recebedor. Uma segunda explicação é que o desembolsador escolhe bem onde investir e desenvolve bem suas relações com os parceiros de forma produtiva. Ainda pode-se dizer que uma visão de administração do desembolsador, que não possua estratégias, apesar de facilitar custos políticos, pode reduzir as chances de evoluções econômicas. Então, quando um órgão faz um grande desembolso e possui uma estratégia em vista, esta doação tende a falhar quando a reforma econômica que o doador espera não acontece (MINOIU; REDDY, 2010).

Como os recursos do BNDES vêm da arrecadação de impostos, ela também pode ser analisada como possível covariável para os modelos das regiões e estados brasileiros. A arrecadação também é importante em pontos essenciais para o desenvolvimento do país como um todo, causando, assim, impacto nas empresas. Por exemplo, a partir da arrecadação de impostos, recursos podem ser disponibilizados para investimentos na infraestrutura, educação e saúde (MACHADO; PARREIRAS; PEÇANHA, 2011; SACHSIDA, 2011).

Segundo o CLP (2018), há fatores que estão relacionados com a qualidade dos serviços públicos, e que podem ser utilizados para se comparar os estados a partir destes indicadores, são eles: sustentabilidade ambiental, capital humano, educação, eficiência da máquina pública, infraestrutura, inovação, potencial do mercado, solidez fiscal, segurança pública e sustentabilidade social. As quantificações destes fatores para os estados brasileiros são disponíveis de 2015 a 2017 (CLP, 2018). Então, pela inexistência de dados destes fatores de 2008 a 2014, eles não podem ser considerados em uma análise de regressão de 2008 a 2017.

Porém, uma análise de correlação entre eles e os números de certificações ISO 9001 por estado é possível para os anos de 2015 a 2017. Isto pode indicar um potencial destes indicadores para estudos futuros.

2.6 ANÁLISE DE CORRELAÇÃO LINEAR E COLINEARIDADE

O coeficiente de correlação indica quão forte é a relação linear entre duas variáveis (ROSS, 2006). O valor desse coeficiente pode variar entre -1 e +1, sendo que os sinais são indicativos da direção da relação, ou seja, valores positivos indicam que o aumento em uma variável implicará aumento da outra, enquanto valores negativos indicam que aumento em uma resultará redução da outra. Valores de correlação iguais a 0 indicam ausência de relação linear entre as variáveis, enquanto valores iguais a -1 indicam relação perfeitamente negativa e +1 perfeitamente positiva (HAIR et al., 1998; ROSS, 2006).

O coeficiente de correlação também é utilizado para verificar a relação linear entre uma variável dependente e uma variável independente (HAIR, et al., 1998). O coeficiente de correlação por si só não possui uma interpretação. O coeficiente de determinação (R^2), que é o quadrado do coeficiente de correlação, possui mais significado que o coeficiente de correlação. O R^2 indica a porcentagem que a variável dependente é explicada pela variável independente (TAYLOR, 1990).

Montgomery et al. (2012) explicam que a análise de correlação é eficiente para verificar a relação linear entre duas variáveis. Porém, esta análise não é o teste mais indicado para verificar se há relação linear entre duas ou mais variáveis em uma variável resposta, chamado de multicolinearidade. O efeito de multicolinearidade é danoso em modelos de regressão. O autor indica, dentre vários métodos, um simples e eficiente denominado teste k , que consiste em verificar se a razão entre o maior (λ_1) e o menor autovalores (λ_n) da matriz de correlação das covariáveis é menor que 100, ou seja, $k = \lambda_1/\lambda_n < 100$. Por este teste, conclui-se que não há multicolinearidade se $k < 100$.

A análise de correlação não pode verificar a relação entre mais de uma variável independente e uma variável dependente. Uma possibilidade é a regressão linear múltipla.

2.7 MODELOS DE REGRESSÃO

Na estatística, o termo “linear” de um modelo de regressão linear múltipla vem de que o modelo é a combinação linear de seus parâmetros, ou seja, a primeira derivada parcial do modelo por qualquer um dos parâmetros não é função de nenhum dos parâmetros. O termo “múltipla” se refere a modelos que envolvem duas ou mais variáveis independentes (MONTGOMERY et al., 2012).

O modelo de regressão linear múltipla é dado pela seguinte forma matricial:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (2.1)$$

em que a matriz de observações das variáveis independentes \mathbf{X} possui dimensões $n \times p$, em que n é o número de observações e p o número de variáveis independentes mais um, pois inclui-se o intercepto no modelo, em que $p < n$, pois para $p = n$, o problema se torna num problema determinístico, e para $p > n$ há infinitas soluções. \mathbf{Y} é o vetor de observações da variável resposta com dimensões $n \times 1$, $\boldsymbol{\beta}$ é o vetor de parâmetros ($p \times 1$), e $\boldsymbol{\varepsilon}$ é o vetor de erros ($n \times 1$) (HOFFMANN, 2016).

Sendo o modelo de regressão uma metodologia da estatística, há aleatoriedade considerada de alguma forma em sua teoria (GAMERMAN; LOPES, 2006). Logo, de forma semelhante ao teste para a correlação, há testes para verificar se os parâmetros estimados, que representam as relações entre os fatores nos modelos e a variável resposta, são significativos (CONGDON, 2007; HOGG et al., 2005; HOFFMANN, 2016). Stone (2013) explica que dentre os estatísticos há duas teorias: frequentista e Bayesiana. Segundo Rossi (2011), para a teoria frequentista, os modelos que descrevem fenômenos ou processos possuem parâmetro (θ) ou vetores de parâmetros ($\boldsymbol{\theta}$) que são fixos, ou seja, um dado da realidade. Para a estatística Bayesiana, o parâmetro, ou vetor de parâmetros, é aleatório. Então, neste último caso, o parâmetro possui uma função de densidade de probabilidade ou uma função de probabilidade dentro do espaço paramétrico.

Segundo Draper e Smith (1998), dentro da estatística frequentista existem, dentre outros, dois estimadores: os estimadores de mínimos quadrados e de máxima verossimilhança. Estes estimadores possuem boas propriedades, mas algumas pressuposições são necessárias para que as inferências sobre os modelos e sobre os parâmetros dos modelos sejam válidas.

Além disto, algumas das propriedades destes métodos foram demonstradas assintoticamente, como o teorema do limite central, por exemplo, ou seja, com o tamanho amostral tendendo ao infinito.

Conforme Rossi e Allenby (2003), pela abordagem frequentista, o princípio de verossimilhança não é respeitado. Este princípio enuncia que toda as informações de uma amostra revelantes sobre parâmetros de um modelo estão presentes na função de verossimilhança, que é definida a seguir. Sendo as n observações independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.), de distribuição $f(x)$, a função de verossimilhança é dada por: $L(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$. Entretanto, os estimadores pontuais, como por exemplo, o de máxima verossimilhança, não extraem toda a informação da função de verossimilhança, mas apenas uma parte dela: neste caso, a moda.

Considerando-se que as observações que se possui são quinze para os países e dez para as regiões e estados, e que não deseja-se trabalhar com clusters para entender as especificidades de cada local isoladamente, a abordagem Bayesiana se torna mais adequada. A abordagem Bayesiana em modelos de regressão tem apresentado resultados satisfatórios na estimação de parâmetros, sendo que a utilização de distribuições a priori informativas melhoraram a precisão e acurácia de inferências para pequenos tamanhos amostrais (CARVALHO, BEIJO e MUNIZ, 2017). Ela também apresenta eficiência na predição em comparação à inferência frequentista (SILVA et al., 2009). Além disso, em tamanhos amostrais reduzidos, esta teoria consegue minimizar vieses de estimativas, produzindo intervalos de credibilidade mais precisos para os parâmetros, facilitando a análise estatística ao se comparar os parâmetros de curvas oriundas de tratamentos diferentes (ROBERT, 2007; MARTINS FILHO et al., 2008). Como esta abordagem considera que, assim como as observações, os parâmetros também são variáveis aleatórias, e deste modo possuem distribuições de probabilidade, o que é mais condizente com a realidade (ROBERT, 2007).

2.8 ESTATÍSTICA BAYESIANA

A estatística Bayesiana, além de considerar o parâmetro aleatório, também pode considerar as informações que se possui anteriormente às observações no processo de estimação e inferência (HOGG et al., 2005). Segundo esta abordagem, as probabilidades

dependem das incertezas que se possui acerca do fenômeno ou processo que está sendo avaliado (ROSSI, 2011). Stone (2013) considera inválido o termo probabilidade subjetiva quando direcionado à análise Bayesiana, pois a probabilidade de um evento dentro de um fenômeno ou processo está relacionada com a quantidade de informação que se possui, e é esperado que pessoas diferentes não possuam as mesmas informações. Conforme Kinas e Andrade (2010), apesar da possibilidade de diferentes analistas racionais chegarem a resultados diferentes, isto não quer dizer que um é melhor do que o outro, os mesmos analistas racionais devem chegar ao mesmo resultado caso tenham a mesma informação. Uma forma coerente de se obter uma informação prévia a um experimento é por meio de especialistas da área.

Robert (2007) afirma que, por analogia ao teorema de Bayes, a distribuição a posteriori do vetor de parâmetros (θ) é obtida pelo produto da função de verossimilhança ($L(\theta, \mathbf{x})$) com a distribuição a priori de θ ($\pi(\theta)$). Além disto, é necessário dividir este produto pela constante normalizadora, que possibilita a integral da distribuição a posteriori resultar em 1. A constante de normalização é dada por $\int L(\theta, \mathbf{x}) \times \pi(\theta) d\theta$. Então, a distribuição a posteriori de θ é dada por:

$$\pi(\theta, \mathbf{x}) = \frac{L(\theta, \mathbf{x}) \times \pi(\theta)}{\int L(\theta, \mathbf{x}) \times \pi(\theta) d\theta}, \quad (2.2)$$

que, na prática, significa que antes das observações do experimento, possuía-se apenas a informação a priori $\pi(\theta)$, que foi atualizada com as observações (\mathbf{x}) via função de verossimilhança.

2.8.1 Distribuição a Posteriori

Segundo Stone (2013), quaisquer constantes que não dependam de θ podem ser multiplicadas à distribuição a posteriori que não afetará o ponto de máximo nem o formato desta função. Então, segundo Hogg et al. (2005), é comum multiplicar a distribuição a priori pela constante de normalização, desconsiderando-se o denominador. Desta forma, a utilização do símbolo de proporcionalidade na distribuição a posteriori é geralmente adotada:

$$\pi(\theta, \mathbf{x}) \propto L(\theta, \mathbf{x}) \times \pi(\theta). \quad (2.3)$$

A distribuição a posteriori possui toda informação a respeito dos parâmetros (ROBERT, 2007). O estimador de Bayes considera somente a distribuição a posteriori, que por sua vez, não depende de parâmetros desconhecidos. Logo, qualquer estimador, considerando qualquer função de perda, será uma estatística suficiente (BOLFARINE; SANDOVAL, 2001).

Pela fórmula da distribuição a posteriori, obtém-se a distribuição a posteriori do vetor de parâmetros θ . Porém, muitas vezes, em modelos de regressão, deseja-se obter a distribuição de um parâmetro individual (θ_k) do vetor de parâmetros θ . Robert (2007) e Martins Filho et al. (2008) explicam que a obtenção da distribuição marginal de um parâmetro é via integração da distribuição a posteriori de θ em relação aos outros parâmetros, ou seja:

$$\pi(\theta_k, \mathbf{x}) = \int \pi(\theta, \mathbf{x}) d\theta_i, \forall i \neq k. \quad (2.4)$$

2.8.2 Distribuição a Priori

Segundo Rossi (2011), muitas vezes, antes da amostra ser observada, pode-se obter informações sobre o parâmetro. Estas informações podem ser traduzidas em uma distribuição de probabilidade para θ . Esta distribuição é chamada distribuição de probabilidade a priori ($\pi(\theta)$) e resume as informações que se possui anteriormente às observações. Estas serão atualizadas à luz de novas evidências: a função de verossimilhança gerada a partir das observações.

Como, para o caso Bayesiano, θ é uma variável aleatória, ele possui um espaço amostral, chamado espaço paramétrico (Θ). Anteriormente à realização do experimento, caso θ não possa assumir algum valor de $\theta_1 \in \Theta$, então, a priori, em conjunto com a sua indicadora, pode ser utilizada para essa limitação, o que resulta em $P(\theta = \theta_1) = 0$ (HOGG et al., 2005). Os parâmetros da distribuição a priori são chamados hiperparâmetros, que devem representar o conhecimento do pesquisador anteriormente à realização do experimento (ROSSI, 2011). Para casos onde o tamanho amostral é grande, a distribuição a priori influencia pouco a distribuição a posteriori (BOLFARINE; SANDOVAL, 2001).

Segundo Robert (2007), há dois tipos de distribuição a priori: distribuição a priori não-informativa e distribuição a priori informativa.

Priori Não-Informativa

Segundo Stone (2013), quando não se possui informação a priori sobre um fenômeno ou processo, todas as informações que se possui são as das observações. Neste caso, pode-se utilizar a função de verossimilhança, ou outros métodos frequentistas, ou considerar a estatística Bayesiana com uma distribuição a priori que represente esta falta de conhecimentos prévios. Esta distribuição não beneficia nenhuma parte do espaço paramétrico em relação às demais. Em métodos Bayesianos com distribuição a priori não-informativa, a distribuição a posteriori do parâmetro resulta em uma distribuição para θ idêntica à função de verossimilhança. Porém, adotando-se a estatística Bayesiana com uma distribuição a priori não-informativa, fica explicita a falta de informação prévia sobre o fenômeno ou processo.

Priori Informativa

A priori informativa é aquela distribuição que privilegia alguma parte do espaço paramétrico em relação às demais partes (ROBERT, 2007). Jaynes (2003) fala que a distribuição a priori deve ser consistente e introduzir toda a informação a priori que se possui, mas em relação a outras informações, ela deve influenciar o mínimo a distribuição a posteriori, sendo esta ideia denominada MAXENT.

Priori Vaga

Segundo Robert (2007), há muitos casos em que é bastante apropriada a incorporação de uma priori que limitará o parâmetro em uma determinada região do espaço paramétrico, mas não se sabe, com precisão, onde a distribuição do parâmetro deve estar. Neste caso, pode-se utilizar uma priori vaga, que limita o parâmetro geralmente pela função indicadora que acompanha função densidade de probabilidade.

2.8.3 Função de Verossimilhança

Na estatística frequentista, através da função de verossimilhança, é possível se obter toda a informação sobre a amostra, com somente esta função e a distribuição de probabilidade das variáveis aleatórias observadas pode-se estimar θ (ROSSI, 2011). Hogg et al. (2005) dizem

que o princípio da verossimilhança é considerado, por muitos estatísticos, como certo. Este princípio profere “que dois diferentes conjuntos de dados de dois experimentos aleatórios diferentes, resultando nas respectivas verossimilhanças $L_1(\theta)$ e $L_2(\theta)$, proverão a mesma informação sobre o parâmetro θ , e o estatístico deverá obter a mesma estimativa de ambos.”

Considerando-se as variáveis aleatórias i.i.d. com função densidade de probabilidade $f(\mathbf{X} | \theta)$, então a função de verossimilhança de n observações é dada por:

$$L(\theta, \mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n f(\mathbf{x}_i | \theta). \quad (2.5)$$

Segundo Martins Filho et al. (2008), quando a abordagem Bayesiana é utilizada em um modelo de regressão, a função de verossimilhança da variável resposta (y) seguindo uma distribuição normal i.i.d, com média $\mathbf{X}\beta$ e τ é o inverso da variância, será dada por:

$$L(\beta | \mathbf{x}, \mathbf{y}) = \prod_{i=1}^n \frac{\tau^{1/2}}{\sqrt{2\pi}} \exp - \left\{ \frac{\tau}{2} [y_i - (\mathbf{X}\beta)]^2 \right\}, \quad (2.6)$$

em que n é o tamanho amostral.

A obtenção da distribuição a posteriori e da distribuição marginal para θ_k , em muitos casos, não possuem solução analítica. Então, nestas situações, uma alternativa para as análises Bayesianas são as simulações amostrais sequenciais de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC) (CONGDON, 2007).

2.8.4 Cadeias de Markov

Segundo Gamerman e Lopes (2006), a cadeia de Markov é um processo estocástico onde o estado futuro depende apenas do estado imediatamente anterior, ou seja:

$$P(\theta_{(n+1)} \in A | \theta_{(n)} = x, \theta_{(n-1)} \in A_{(n-1)}, \dots, \theta_{(0)} \in A_{(0)}) = P(\theta_{(n+1)} \in A | \theta_{(n)} = x), \quad (2.7)$$

para todo conjunto $A_{(0)}, \dots, A_{(n-1)}, A \subset \Omega$ e $x \in \Omega$.

Conforme Gamerman (1996), os métodos MCMC exigem da cadeia, homogeneidade, irreducibilidade e aperiodicidade. Como o algoritmo de Metropolis-Hastings satisfaz todas essas propriedades, tem sido utilizado para a geração das cadeias MCMC.

2.8.5 Monte Carlo Via Cadeias de Markov - MCMC

Devido aos avanços computacionais nas últimas décadas, os métodos Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC) se tornaram possíveis, o que possibilitou a expansão da estatística Bayesiana em problemas práticos e sua ampliação de aplicação (ALMEIDA, 2018). Os métodos MCMC são uma alternativa aos métodos não iterativos em problemas mais complexos. Esses métodos consistem em, por meio de uma amostra da distribuição de interesse, inferir sobre as características desta distribuição (NOGUEIRA, SÁFATI e FERREIRA, 2004). Dentre os métodos MCMC, os mais utilizados são o Amostrador de Gibbs, que podem ser verificados em Geman e Geman (1984) e o Metropolis-Hastings em Hastings (1970).

O algoritmo de Metropolis-Hastings é um método de se utilizar o MCMC. Ele é uma generalização desenvolvida por Hastings (1970) através do trabalho de Metropolis et al. (1953). É possível, através deste algoritmo, a geração de uma amostra da distribuição conjunta a posteriori a partir das distribuições condicionais completas com formas desconhecidas. O MCMC utiliza a ideia de que um valor é gerado de uma distribuição auxiliar ou opositora sendo aceito com uma dada probabilidade, que é a taxa de aceitação (METROPOLIS et al., 1953; HASTINGS, 1970). Para distribuições de probabilidade conhecidas, o amostrador Gibbs, que é um caso especial do Metropolis-Hastings, pode ser utilizado. As estruturas desses algoritmos encontram-se em Hastings (1970), Gelman et al. (2003), Paulino, Turkman e Murteira (2003).

2.8.6 Convergências da Cadeia MCMC

Segundo Almeida (2018), os métodos MCMC têm sido aplicados nas diversas áreas, como meteorologia e engenharias, e têm se tornado uma ótima ferramenta suporte para a estatística Bayesiana. Conforme verificado na seção 2.8.4 (Cadeias de Markov), como há probabilidades associadas às trocas de posições dentro da cadeia, à medida que o tamanho da cadeia tende ao infinito, obtém-se, de maneira mais fidedigna, a distribuição a posteriori. Porém, qual deve ser o tamanho da cadeia para que esta distribuição seja bem representada ainda é uma questão em aberto (JIM, 2009), sendo que o método de Raftery e Lewis (1992) indica um tamanho amostral para a cadeia MCMC. Cowles e Carlin (1996) explicam que a

seleção do tamanho da cadeia influencia na convergência, no estado de equilíbrio, na ausência de influências dos valores iniciais da cadeia e na correlação entre os elementos da cadeia. Outros dois fatores que influenciam na distribuição gerada pelo método são: a queima da parte inicial da cadeia (*burn in*), cuja finalidade é eliminar o viés do chute inicial, e o *thin*, que é o salto que se realiza entre os elementos selecionados da cadeia total, que se bem estabelecido, elimina a dependência entre os elementos da cadeia considerados. Sendo m o tamanho total da cadeia, b o *burn in* e t o *thin*, a cadeia resultante terá o comprimento final igual a: $(m - b)/t$.

Gamerman e Lopes (2006) mencionam métodos de convergência informais e formais. Os métodos informais podem ser análises visuais, como, por exemplo, através da verificação do comportamento da cadeia, após *burn in* até um certo elemento n de iterações, e compará-lo com as iterações até $n + z$, verificando se o comportamento se mantém, caso sim, é um indicativo de ausência de não convergência. Os métodos formais, são métricas relacionadas à convergência, sendo os utilizados no presente trabalho os diagnósticos de Geweke, Raftery e Lewis, e Heidelberger e Welch.

No estudo de Nogueira, Sáfatí e Ferreira (2004), verificou-se que há uma vasta quantidade de critérios formais de convergência. Porém, pela fácil interpretação e por suas implementações no software R (CORE TEAM, 2018), através do pacote CODA (do inglês *Convergence Diagnostics and Output Analysis Software for Gibbs Sampling Output*) de Plummer et al. (2006), os seguintes critérios formais de convergência foram adotados: Z de Geweke (1992), fator de Raftery e Lewis (1992), e valor-p de Heidelberger e Welch (1993).

Segundo Nogueira, Sáfatí e Ferreira (2004), o método de Geweke (1992) verifica a hipótese de não estacionariedade da cadeia. Este método compara, via inferências assintoticamente normais, se, após o *burn in*, os primeiros 10% da cadeia são estatisticamente iguais aos 50% finais. Pelas características assintoticamente normais assumidas no teste de Geweke (1992), e seu nível de significância de 5%, a hipótese de não estacionariedade é rejeitada se o valor absoluto da estatística do teste ($|ZG|$) for menor do que 1,96. A estacionariedade verificada com este teste é uma condição necessária, mas não suficiente para a convergência da cadeia MCMC (NOGUEIRA, SÁFATI e FERREIRA, 2004). Por isso, existe a necessidade de verificação da convergência da cadeia por outros critérios de convergência.

O critério de Raftery e Lewis (1992) estima valores necessários de iterações totais para a cadeia convergir à uma distribuição estacionária, informando também a queima inicial

necessária para a cadeia e o salto necessário entre elementos da cadeia (*thin*). Isso se dá, considerado-se uma precisão definida, pelas estimativas dos quantis de uma função (NOGUEIRA, SÁFATI e FERREIRA, 2004). Esse critério também estima um Fator de Dependência, que é um valor que deve ser multiplicado ao *thin* para que haja convergência (CARVALHO, BEIJO e MUNIZ, 2017). Caso esse número seja próximo de 1, pode-se dizer que não há sinais de não convergência (RIBEIRO et al., 2018). Segundo Jim (2009), a dependência entre os elementos da cadeia pode impedir que faixas interessantes do espaço paramétrico sejam verificadas pelo algoritmo.

O método de Heidelberger e Welch (1993) foi desenvolvido com base em teorias Brownianas para determinar o valor inicial de uma sequência discreta de eventos. Segundo Nogueira, Sáfatí e Ferreira (2004), assumindo-se estacionariedade na cadeia MCMC como um todo, realiza-se o teste de estacionariedade na cadeia inteira, e descarta-se de 10% em 10% dos valores iniciais da cadeia até que sejam descartados 50% iniciais da cadeia. Caso a hipótese de estacionariedade for rejeitada, ou se não for possível realizar o teste, há sinais de não convergência. Considerando-se o nível de significância de 5%, valores-p do teste maiores que 5% indicam não haver sinais de não estacionariedade (CARVALHO, BEIJO e MUNIZ, 2017).

2.8.7 Inferência Bayesiana

Duas maneiras possíveis de se realizar inferência, ou seja, inferir sobre a população a partir de uma amostra, são por estimativa pontuais e intervalares (HOGG et al., 2005). Segundo Kinas e Andrade (2010), a distribuição a posteriori possui toda informação sobre o parâmetro θ_k . Então, uma escolha para a estimativa de θ_k , ou seja, $\hat{\theta}_k$, assim como para o método de máxima verossimilhança, é o ponto máximo da distribuição a posteriori $\theta_{k,max}$ (STONE, 2013). Ainda segundo Stone (2013), outras estimativas, relacionadas de alguma forma ao erro ($\Delta = \hat{\theta}_k - \theta_k$), podem ser realizadas. Uma razão para a existência do erro, segundo o autor, é que a distribuição a posteriori depende das observações, que por sua vez possuem ruídos.

Segundo Kinas e Andrade (2010), dependendo da função de perda que é associada à escolha errada de θ_k , a escolha de $\hat{\theta}_k$ poderá ser alterada. O valor de $\hat{\theta}_k$ que minimiza a perda é chamado estimador de Bayes. Se a função de perda for zero-um, ou seja, zero se $\hat{\theta}_k = \theta_k$ e um caso $\hat{\theta}_k \neq \theta_k$, então, o estimador é $\hat{\theta}_k = \theta_{k,max}$. Caso a função seja quadrática, ou

seja $\Delta = (\hat{\theta}_k - \theta_k)^2$, então o estimador é dado por $\hat{\theta}_k = \text{media } \pi(\theta_k, \mathbf{x})$. Se a função for a diferença absoluta, ou seja $\Delta = |\hat{\theta}_k - \theta_k|$, então o estimador é dado por $\hat{\theta}_k = \text{mediana } \pi(\theta_k, \mathbf{x})$. Entretanto, Stone (2013) explica que é comum a distribuição a posteriori de θ_k seguir uma distribuição simétrica, como por exemplo a distribuição normal, e caso isso ocorra, essas três funções de perda resultarão nos mesmos estimadores.

Como a estatística Bayesiana considera o parâmetro aleatório, é interessante realizar inferências intervalares para eles. Segundo Robert (2007), pode-se realizar inferência Bayesiana através do intervalo HPD (do inglês *highest posterior density*), que é um tipo de intervalo de credibilidade, ou pelo fator de Bayes.

Intervalos de Credibilidade

Segundo Bolfarine e Sandoval (2001), há uma relação entre testes de hipóteses, que é realizado através de um nível de significância, e intervalos de confiança. Então, uma forma de teste Bayesiano é pela obtenção do intervalo de confiança Bayesiano. Conforme Hogg et al. (2005), como intervalo de confiança Bayesiano considera a probabilidade a posteriori, que é uma condicional, ele não deve ser confundido com o intervalo de confiança frequentista. Esse intervalo é chamado intervalo de credibilidade ou intervalo de probabilidade. O intervalo de credibilidade de $\gamma\%$ para θ_k é dado da seguinte maneira, sendo o nível de significância $\alpha = 1 - \gamma$:

$$\int_{\theta_{k1}}^{\theta_{k2}} \pi(\theta_k | \mathbf{X}) d\theta_k = \gamma, \quad (2.8)$$

sendo $[\theta_{k1}; \theta_{k2}]$ os limites que definem a região com $\gamma\%$ e definem o intervalo.

Congdon (2007) explica que há alguns casos em que a distribuição a priori e a posteriori são da mesma classe de famílias de distribuição de probabilidade. Nesses casos, há soluções analíticas para inferir sobre a distribuição a posteriori. Quando isso ocorre, a priori é chamada conjugada. Obtendo-se os resultados exatos da distribuição a posteriori, com a utilização de uma priori conjugada não-informativa, os intervalos de credibilidade e de confiança se equivalem (ROSSI, 2011). Entretanto, apesar dos valores dos intervalos de confiança e credibilidade serem iguais, suas interpretações são diferentes. O intervalo de confiança indica que se o mesmo experimento for realizado infinitas vezes, $\gamma\%$ dos intervalos de confiança conterão o parâmetro θ_k populacional. O intervalo de credibilidade de $\gamma\%$ ($ICr_{\gamma\%}$) possui uma interpretação mais simples: é o intervalo em Θ_k em que se tem $\gamma\%$ de probabilidade de o parâmetro populacional

θ_k estar contido (CONGDON, 2007).

Segundo Bolfarine e Sandoval (2001), assim como para o caso clássico, geralmente, existem infinitos valores θ_{k1} e θ_{k2} que somam $\gamma\%$ de probabilidade em seu intervalo. Porém, sempre que possível, é bom pegar o intervalo mínimo para $[\theta_{k1}; \theta_{k2}]$. Desta forma, consegue-se obter a maior densidade de probabilidade e com a menor amplitude no espaço paramétrico. Caso a distribuição seja simétrica, os intervalos de menor comprimento são dados por intervalos simétricos à média, ou seja:

$$\int_{\theta_{k1}}^{\mu} \pi(\theta_k | \mathbf{X}) d\theta_k = \int_{\mu}^{\theta_{k2}} \pi(\theta_k | \mathbf{X}) d\theta_k = \gamma/2. \quad (2.9)$$

Esses intervalos de maior densidade de probabilidade e menor comprimento, são chamados intervalos HPD (do inglês *highest posterior density*). Geralmente, quando não se possui a forma analítica da distribuição a posteriori, ou se a distribuição não é simétrica, são necessários métodos computacionais para encontrar o intervalo HPD (ROBERT, 2007).

Fator de Bayes

Conforme Hogg et al. (2005), de posse da distribuição a posteriori ($\pi(\theta | \mathbf{X})$), e tendo-se o interesse de verificar as hipóteses

$$H_0 : \theta \in \theta_0 \text{ vs } H_1 : \theta \in \theta_1, \quad (2.10)$$

onde $\theta_0 \cup \theta_1 = \Theta$ e $\theta_0 \cap \theta_1 = 0$, pode-se calcular as distribuições condicionais:

$$P(\theta \in \theta_0) \text{ e } P(\theta \in \theta_1), \quad (2.11)$$

que representam as probabilidades condicionais das hipóteses H_0 e H_1 , respectivamente, serem verdadeiras. Uma regra de decisão simples é aceitar H_0 se $P(\theta \in \theta_0) \geq P(\theta \in \theta_1)$, e caso contrário aceitar H_1 .

O fator de Bayes foi desenvolvido por Jeffreys (1961) e considera as probabilidades a priori e a posteriori a favor e contra a hipótese nula e a alternativa para verificar a evidência sobre a hipótese nula. Segundo Wetzels e Wagenmakers (2012), o fator de Bayes é uma média ponderada da razão de verossimilhança que indica a plausibilidade relativa dos dados sobre as

duas hipóteses concorrentes. Esse indicador mede a evidência contra a hipótese H_0 . O fator de Bayes pode ser calculado pela razão:

$$FB_{1,0} = \frac{o(1,0 | \mathbf{x})}{o(1,0)}, \quad (2.12)$$

em que o numerador e denominador são denominados, respectivamente, chances a posteriori e chances a priori. A chance a posteriori e a priori possuem as respectivas fórmulas:

$$o(1,0 | \mathbf{x}) = \frac{\pi(\theta_1 | \mathbf{X})}{\pi(\theta_0 | \mathbf{X})} \quad (2.13)$$

e

$$o(1,0 | \mathbf{x}) = \frac{\pi(\theta_1)}{\pi(\theta_0)}. \quad (2.14)$$

Jeffreys (1961) também estabelece critérios para rejeitar H_0 de acordo com evidências contra esta hipótese. Estas evidências categorizam o fator de Bayes de acordo com o valor assumido, como pode-se verificar na Tabela 3.

Tabela 3 – Tabela de evidências de Jeffreys (1961) para o fator de Bayes

Valor Assumido do FB	Evidência Contra H_0
1 ~ 3	Fraca
3 ~ 10	Substancial
10 ~ 30	Forte
30 ~ 100	Muito Forte
> 100	Decisiva

Fonte: Jeffreys, 1961.

Caso se deseje utilizar o fator de Bayes relacionado aos parâmetros, seu cálculo leva em consideração as distribuições a priori e a posteriori dos mesmos. Porém, se o desejo é utilizar o fator de Bayes para intervalos de valores da variável resposta, pode-se utilizar sua distribuição preditiva.

2.8.8 Distribuição Preditiva

Robert (2007) apresenta as distribuições preditivas Bayesianas a posteriori do vetor de valores da variável resposta, \mathbf{Y} , denominado aqui de $(\tilde{\mathbf{Y}})$, condicionadas ao vetor de observações da variável resposta \mathbf{y} e ao modelo M . Nessa representação, a distribuição de $\tilde{\mathbf{Y}}$ é obtida substituindo-se o vetor de parâmetros $(\hat{\beta})$, advindos da cadeia MCMC, que representa a distribuição a posteriori dos parâmetros, no modelo M . Ou seja, sendo $\hat{\beta}$ o vetor que representa as distribuições a posteriori dos parâmetros do modelo M e \mathbf{X} a matriz de valores das variáveis explanatórias associadas aos valores de \mathbf{Y} que se deseja prever, $\tilde{\mathbf{Y}}$ é obtido da seguinte forma:

$$\tilde{\mathbf{Y}} = \mathbf{X}\hat{\beta}. \quad (2.15)$$

2.8.9 Validação e Seleção de Modelos

Como explicado na seção 2.7, para considerar a relação entre um fator e a variável resposta de um modelo significativa, é necessário testá-la e estabelecer um critério de tomada de decisão. Quaisquer desses critérios inferenciais podem ser utilizados para verificar a significância dos parâmetros: intervalo de credibilidade, intervalo HPD, probabilidades a favor de H_0 e H_1 , e fator de Bayes.

Após verificadas as significâncias dos parâmetros do modelo, este pode ser considerado válido. Então, pode-se verificar a qualidade do ajuste do modelo aos dados. Segundo Montgomery et al. (2012), o coeficiente de determinação múltipla (R^2) é muito utilizado como uma medida de adequação do modelo de regressão aos dados. Entretanto, o coeficiente de determinação não é uma boa métrica para a seleção de modelos, pois a esperança de R^2 está relacionada com a variabilidade de \mathbf{X}_c , a matriz de observações centrada na média de cada variável independente, $\bar{\mathbf{X}}$. Logo, se \mathbf{X}_c possui alta dispersão, então, R^2 pode ser elevado mesmo que não haja relação entre variável dependente e independentes. Da mesma forma, mesmo que haja relação entre variável dependente e independentes, se \mathbf{X}_c tiver baixa variabilidade, o coeficiente de determinação será baixo. Além disso, esta métrica pode apresentar altos valores mesmo quando há uma relação não linear e se ajusta um modelo linear (MONTGOMERY et al., 2012).

Kent e O'Quigley (1988) apresentam uma versão alternativa ao coeficiente de determinação, R_{PM}^2 , testada por Choodari-Oskooei, Royston e Parmar (2012). O R_{PM}^2 possui a mesma interpretação do coeficiente de determinação clássico e os autores do estudo sugerem este coeficiente para qualquer modelo, por apresentar um melhor desempenho a partir de simulações utilizadas nos seus estudos. Uma característica desta proposta foi sua robustez às distribuições e formas apresentadas pelas covariáveis (CHOODARI-OSKOOEI; ROYSTON; PARMAR, 2012). Supondo $\mathbf{y} \sim N(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}, \sigma^2)$, o R_{PM}^2 pode é calculado da seguinte forma:

$$R_{PM}^2 = \frac{Var(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{Var(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) + \sigma^2}. \quad (2.16)$$

A partir do coeficiente de determinação de Kent e O'Quigley, (1988), utilizando-se do vetor de predição ($\tilde{\mathbf{y}}$) e o desvio entre esses valores preditos e observados ($\boldsymbol{\varepsilon} = \tilde{\mathbf{y}} - \mathbf{y}$), o coeficiente de determinação Bayesiano pode ser calculado da seguinte forma:

$$R_B^2 = \frac{Var(\tilde{\mathbf{y}})}{Var(\mathbf{y})} = \frac{Var(\tilde{\mathbf{y}})}{Var(\tilde{\mathbf{y}}) + Var(\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}})}, \quad (2.17)$$

em que $Var(\cdot)$ é a variância amostral, e $\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}$ é o vetor de resíduos, sendo $\tilde{\varepsilon}_i$ é o desvio do elemento i estimado e a observação i da variável resposta.

Então, como na abordagem Bayesiana os parâmetros possuem distribuições, os valores preditos possuirão distribuições, e o coeficiente de determinação Bayesiano também possuirá uma distribuição. Porém, como não é indicada a seleção de modelos pelo coeficiente de determinação, necessita-se de uma métrica mais eficiente de seleção.

Segundo Kéry (2010), o critério de informação pela deviance (DIC, do inglês *deviance information criterion*) funciona bem para modelos não hierárquicos, modelos lineares generalizados, e modelos lineares. Congdon (2006) afirma que o DIC apresentado por Spiegelhalter et al. (2002) pode ser justificado como a deviance esperada para os dados preditos pela estimativa dos parâmetros, que podem ser média ou mediana a posteriori.

O DIC de Spiegelhalter et al. (2002) é calculado da seguinte forma:

$$DIC = D(\bar{\mu}_\theta | y) + 2d_e, \quad (2.18)$$

onde d_e pode ser entendido como uma forma de se estimar o número total de parâmetros efetivos no modelo e $D(\bar{\mu}_\theta | y)$ é uma forma de estimativa da média dadas as observações. d_e é a

deviance avaliada na média a posteriori dos parâmetros e é dada pela esperança da diferença entre a deviance das amostras geradas e a deviance média (\bar{D}):

$$d_e = \bar{D} - D(\bar{\mu}_\theta | y). \quad (2.19)$$

Como o DIC é considerado uma forma de desvio entre o modelo e as observações, em uma seleção de modelos para um país, deve-se optar por modelos que apresentaram menores valores de DIC.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 SELEÇÃO DOS PAÍSES DO CONTINENTE AMERICANO, REGIÕES E ESTADOS BRASILEIROS

3.1.1 Países do Continente Americano

No continente americano, foram selecionados países que possuíam pelo menos 100 certificações emitidas no ano de 2017, assim como realizado por Salgado et al. (2015). Este limiar foi adotado porque para os países que possuíam um pequeno número de certificações emitidas, em muitos casos, havia uma ausência de dados de alguns fatores utilizados no período avaliado para as modelagens, e o continente possui muitos países. Entretanto, não haviam dados para alguns indicadores de alguns países, como, por exemplo, total de exportações, controle da corrupção e dívida externa para: Suriname, Panamá, Trinidad e Tobago, e Venezuela, logo, estes não foram considerados. Os países que atenderam a este critério foram: Argentina, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Equador, México, Peru, Uruguai e Estado Unidos. O conjunto de dados compreende os anos de 2003 a 2017. Isto se justifica porque, segundo Salgado et al., (2015), é possível verificar, por uma análise visual, que há comportamentos distintos nos números de certificações até 2003, apresentando uma tendência de crescimento, e a partir de 2003, com uma tendência de redução, em função da revisão da norma que ocorreu em 2000. Segundo Salgado et al. (2015), as revisões de normas alteram critérios da mesma, tornando mais difícil sua manutenção, influenciando, assim, a decisão do gestor em manter a empresa certificada. Comumente, este fenômeno altera consideravelmente os números de certificações nos anos seguintes à revisão da norma.

3.1.2 Regiões e Estados Brasileiros Selecionados

Por meio de uma inspeção nos números de certificações ISO 9001 emitidas nos estados, obtidos pelo site do INMETRO (2018), foi constatado que, assim como alguns países do continente americano, alguns estados brasileiros apresentaram baixas quantidades de

empresas certificadas pela norma ISO 9001. Desta forma, modelagens e interpretações dos fatores utilizados podem ser comprometidos. Portanto, selecionou-se os estados com no mínimo 100 empresas certificadas em 2017 para a modelagem. Os estados que atenderam a este critério foram: Amazonas, Bahia, Ceará, Espírito Santo, Goiás, Minas Gerais, Pará, Paraná, Pernambuco, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, São Paulo, e o Distrito Federal. O modelo de regressão para o número de certificações por regiões levou em conta todas as regiões brasileiras: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e Norte.

A Figura 3 apresenta as regiões brasileiras Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste, e os estados selecionados para a análise.

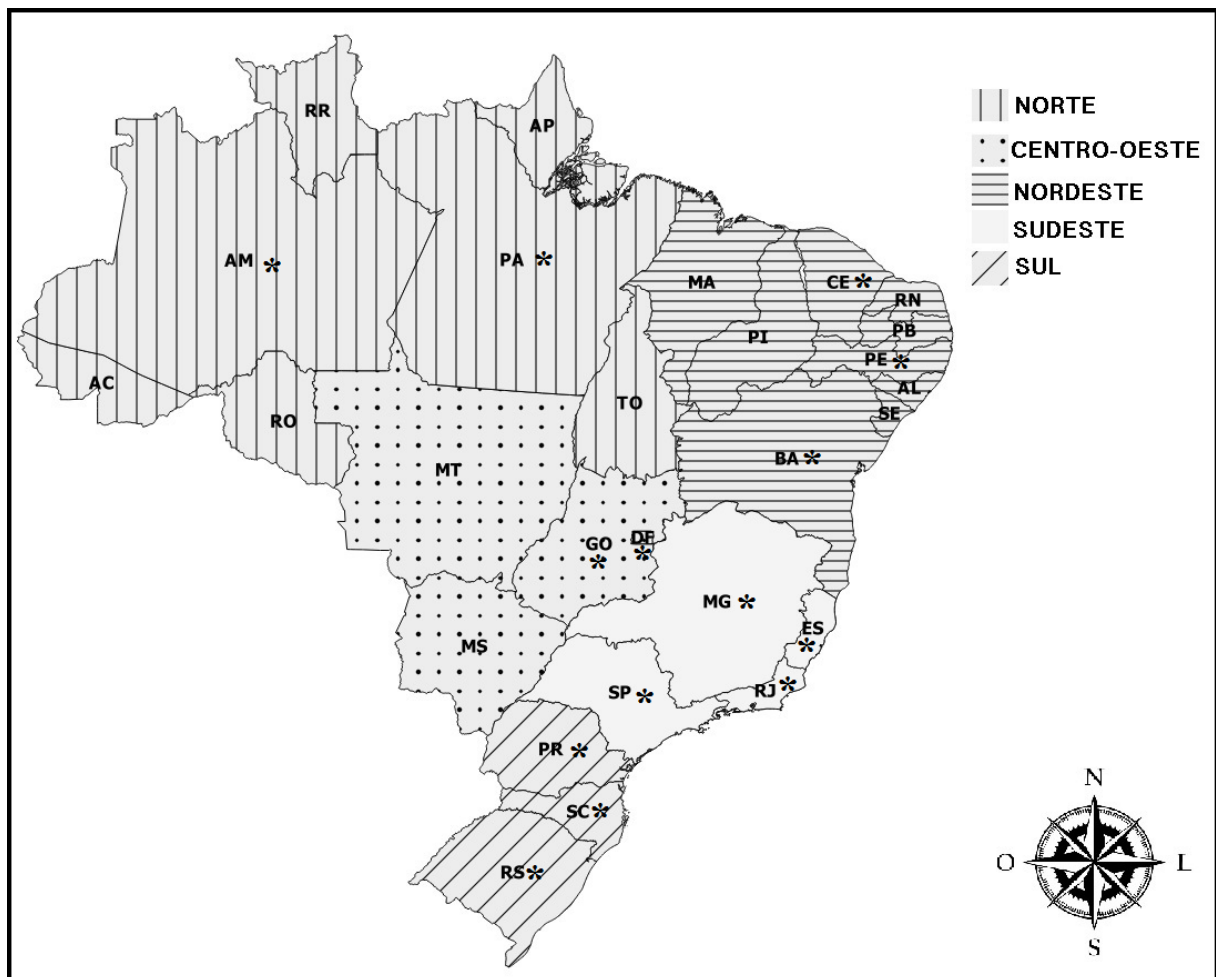


Figura 3 – Representação gráfica das regiões brasileiras e estados selecionados para as análises

Fonte: do autor.

Nota: * Estados e Distrito Federal selecionados para as análises de regressão.

3.2 FATORES ANALISADOS NAS MODELAGENS

3.2.1 Países do Continente Americano

O número de certificações ISO 9001 para os países do continente americano foram obtidos pela pesquisa da ISO (2018). Na Tabela 4, estão apresentadas as descrições dos fatores macroeconômicos, de governabilidade e socioculturais utilizados como covariáveis nos modelos de regressão utilizado para descrever os números de certificações ISO 9001 nos países do continente americano, suas abreviações, unidades, referências que embasaram suas investigações (apresentado na seção 2.3) e fonte utilizada para a coleta de dados.

Tabela 4 – Fatores utilizados como covariáveis nos ajustes dos modelos aos números de certificados ISO 9001 emitidos para os países do continente americano, abreviações, literatura utilizada como referência para a adoção do fator, fonte de obtenção dos dados e unidade

Fator	Abreviação	Literatura Referência	Obtenção dos Dados	Unidade
Produto Nacional Bruto	PNB	Sampaio et al., 2009 a; Salgado et al., 2015	The World, 2018	Bilhões de dólares
Produto Interno Bruto	PIB	Salgado et al., 2015	The World, 2018	Bilhões de dólares
Total de Exportações	Exp	Salgado et al., 2015	The World, 2018	Bilhões de dólares
Reservas Totais	RT	Salgado et al., 2015	The World, 2018	Bilhões de dólares
Controle da Corrupção	CC	Solimano, 2005	The World, 2018	Adimensional (-2,5 – 2,5)
Índice de Percepção do Controle da Corrupção	IPC	Solimano, 2005	Transparency International, 2018	Adimensional (0 – 10)
Dívida Externa	DEC	Checherita-Westphal e Rother, 2010	The World, 2018	% PIB
Investimento Direto do Estrangeiro	IDE	Carkovic e Levine, 2005	The World, 2018	Bilhões de dólares
Índice de Desenvolvimento Humano	IDH	Solimano, 2005	United Nations Development Programme, 2018	Adimensional (0-1)
Índice de Competitividade Global	ICG	Priede, 2012; Salgado et al., 2015; Huo, Han e Prajogo, 2014	World Economic Forum, 2016	Adimensional (1-7)

Fonte: do autor.

Além da utilização deste fatores na modelagem em escala original (X), foram avaliados todos os fatores em valores de um ($X_{(t-1)}$) e dois anos anteriores ($X_{(t-2)}$), e em forma logarítmica ($\ln(X)$). As formas $X_{(t-1)}$ e $X_{(t-2)}$ foram utilizadas pois alguns fatores levam

algum tempo até exercer influência no número de certificações.

Em modelos contendo dois fatores, foi realizada uma análise de correlação entre eles e não foram considerados pares de fatores cujo $|r| > 0,7$ como um teste de colinearidade, como utilizado por Salgado et al. (2015). Modelos com mais de 2 fatores e que apresentaram $k > 100$ para o teste de multicolinearidade não foram considerados por apresentarem indícios de multicolinearidade (MONTGOMERY, 2012). Segundo Montgomery et al. (2012), o teste k consiste na razão entre o maior sobre o menor autovalores da matriz de covariância. O autor ainda afirma que valores de k maiores que 100 indicam que há forte indício de haver multicolinearidade. Estes testes foram realizados para evitar que haja colinearidade e multicolinearidade entre as covariáveis, o que pode prejudicar no processo de estimação e interpretação. Em casos que há colinearidade e multicolinearidade, por causa da correlação entre variáveis, podem ser encontradas diversas estimativas e as covariáveis não podem ser interpretadas isoladamente (MONTGOMERY et al., 2012).

3.2.2 Regiões e Estados Brasileiros

Os valores anuais de certificações ISO 9001 para as regiões e estados brasileiros foram obtidos junto ao banco de dados disponibilizado pelo INMETRO (2018). Na Tabela 5, estão resumidos os fatores utilizados como covariáveis nas modelagens para as regiões e estados brasileiros, suas abreviações, unidades, referências que embasaram a investigação destes fatores (segundo seção 2.5) e a fonte utilizada para a coleta dos dados. Nos dados do IBGE (2016 c), haviam valores relacionados ao PIB das regiões e estados apenas até 2015 no momento de coleta (30 de agosto de 2018). Então, para os anos de 2016 e 2017, foram utilizadas as taxas de crescimento para os estados calculadas pelo Santander (2018) para se calcular os PIB's estaduais e regionais destes anos. O mesmo ocorreu com o número de empresas, que até 2015 constava no site do IBGE (2016 a), mas para os anos de 2016 e 2017, não havia dados no momento da coleta (30 de agosto de 2018). Logo, foram consideradas as taxas de crescimentos no número de empresas por estado presentes no site Empresômetro (2018) para estimar o número de empresas destes anos. Os valores estimados para os anos seguintes $X_{(t+1)}$, dados pelo valor anterior X_t e pelas taxas de crescimento (tc) de PIB e do número de empresas, obtidas pelo Santander (2018)

e pelo Empresômetro (2018) foram calculados da seguinte fórmula:

$$X_{(t+1)} = X_{(t)} \times tc. \quad (3.1)$$

Tabela 5 – Fatores utilizados como covariáveis nos ajustes dos modelos ao número de certificados ISO 9001 emitidos para as regiões e estados brasileiros, abreviações, unidades, literatura utilizada como referência para a adoção do fator, fonte de obtenção dos dados e unidade

Fator	Abreviação	Literatura Referência	Obtenção dos Dados	Unidade
Produto Interno Bruto Estadual	PIBE	Sampaio et al., 2009 a; Salgado et al., 2015	IBGE, 2016 c; Santander, 2018	Bilhões de Reais
Arrecadação de Impostos	Arrec	Prates, Cunha e Lélis, 2011; Barbosa Filho, 2017	Ministério da Fazenda, 2018	Bilhões de reais
Empresas Formais	Empr	Sampaio et al., 2009 a	IBGE, 2016 a; Empresômetro, 2018	Adimensional(≥ 0)
Desembolso do BNDES	Desem	Samargandi; Fidrmuc; Ghosh, 2014; Minoiu; Reddy, 2010	BNDES, 2018	Bilhões de reais

Fonte: do autor.

Os fatores $X_{(t-1)}$ e $X_{(t-2)}$ não foram considerados para as regiões e estados brasileiros. Isto se deve porque os ajustes de modelos aos números de certificações ISO 9001 foram realizados de 2008 a 2017, e praticamente não há dados anteriores a 2018 no banco de dados em que as informações foram coletadas do bando de dados disponibilizado pelo INMETRO (2018).

3.3 ANÁLISE DE CORRELAÇÃO

Para o caso amostral (r), em que r é um estimador de ρ , tem-se n pares de observações X_i, Y_i ($i = 1, 2, \dots, n$), conforme Hoffmann (2016). Neste caso, o coeficiente de correlação de Pearson é dado por:

$$r(X,Y) = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n-1}}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n-1}}}. \quad (3.2)$$

A partir do coeficiente de correlação amostral, pode-se realizar inferências sobre o coeficiente populacional. Um teste possível é verificar se ρ difere de zero (0). Neste caso, as

hipóteses testadas são:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \\ H_1 : \rho \neq 0 \end{cases}, \quad (3.3)$$

em que, a estatística de teste é dada por:

$$F_c = \frac{r^2(n-2)}{1-r^2}, \quad (3.4)$$

em que F_c segue uma distribuição F com 1 e $n - 2$ graus de liberdade ($F_{1,n-2}$) (HOFFMANN, 2016). Então, o teste unilateral se resume em verificar se a probabilidade do quantil relacionado ao valor F_c de uma $F_{1,n-2}$ (denominado valor-p) é maior que um nível de significância (α). A tomada de decisão é não rejeitar H_0 em caso positivo. Caso isto ocorra, o coeficiente de correlação é dito significativo ao nível α . Entretanto, mesmo com o coeficiente de correlação significativo, deve-se tomar cuidado para não se considerar e interpretar a correlação entre variáveis em que a relação de causa e efeito não é real (TAYLOR, 1990).

A análises de correlação foi utilizada para verificar a relação linear entre as variáveis explanatórias, utilizadas pela primeira vez na literatura em modelos de regressão para se ajustar aos números de certificações ISO 9001 nos países do continente americano, e os números de certificações ISO 9001 para os países do continente americano, em valores de 2017. Estes fatores foram: CC, IPC, DEC, IDE e IDH. Esta análise também foi utilizada para verificar a relação linear entre os 10 fatores da competitividade dos estados brasileiros da CLP (2018) e os números de certificados ISO 9001 emitidos para os estados, considerando-se valores médios de 2015 a 2017.

Para o número de certificações ISO 9001 emitidas no mundo, foi verificada a evolução do número de certificações graficamente.

3.4 MODELOS BAYESIANOS

Utilizando-se dos fatores da Tabela 3, modelos de regressão foram ajustados aos dados do número de certificações ISO 9001 emitidas, segundo a ISO (2018), para os países do continente americano selecionados (seção 3.1.1). Utilizando-se os fatores da Tabela 4, modelos de regressão também foram ajustados aos dados do número de certificações ISO 9001

emitidas, segundo o INMETRO (2018), para as regiões e estados brasileiros selecionados (seção 3.1.2).

As modelagens foram realizadas com o software OpenBUGS de Thomas e O'Hara (2006) pela interface do pacote R2OpenBUGS de Ligges, Kerman e Thomas (2017) do software estatístico R (R CORE TEAM, 2018).

Foram testadas todas as combinações de até três fatores da subseção 3.2.1 para os países do continente americano e da subseção 3.2.2 para as regiões e estados brasileiros. Após o modelo ser validado, foi verificada a possibilidade de incorporar outros fatores. Os três melhores modelos, segundo o DIC, estão representados no Apêndice A para os países do continente americano e no Apêndice B para regiões e estados brasileiros. O melhor modelo para cada local foi selecionado com a utilização do DIC, cujo valor é calculado e apresentado pelo software OpenBUGS (THOMAS; O'HARA, 2006). A qualidade dos ajustes foi verificada pela média do R_B^2 , sendo necessário, também foi considerado seu intervalo HPD_{95%} e valor de R_B^2 que resulta no fator de Bayes igual a 5 ($FB_{R_B^2}$).

Os estimadores adotados para os parâmetros foram as médias a posteriori. O teste de significância do parâmetro foi adotado verificando-se a presença do zero no intervalo HPD_{95%} das suas distribuições a posteriori. O parâmetro é considerado não significativo ao nível α de 5% se $0 \in \text{HPD}_{95\%}$. Os parâmetros não significativos não foram considerados nos modelos selecionados.

3.4.1 Distribuições a Priori

Para os modelos dos países, os fatores CC e IDE podem ser iguais a zero ou negativos, e para os modelos das regiões e estados brasileiros, o fator Desem também pode ser igual a zero. Logo, a priori vaga adotada para o intercepto (β_0) foi selecionada de forma a adicionar somente a informação a priori que de possuía: a variável resposta (número de certificações emitidas) deve ser não negativa. Então, uma distribuição a priori uniforme ($U(a; b)$) foi adotada para esse parâmetro, pois a indicadora que acompanha a distribuição não permite valores abaixo de a e maiores que b . Diante desses fatos, distribuição a priori adotada para β_0 foi a seguinte:

$$\beta_0 \sim U(0; 10.000.000) = \frac{1}{10.000.000} I_{(0; 10.000.000)}. \quad (3.5)$$

Estes valores foram adotados considerado-se como uma priori vaga, pois através do trabalho de Salgado et al. (2015), transformando a variável número de certificações ISO 9001 *per capita* em valor absoluto, os maiores valores para os modelos ajustados não apresentaram estimativas de valores de intercepto maiores que vinte mil. A função indicadora ($I_{(0;10.000.000)}$) limita o espaço paramétrico de β_0 entre 0 e 10.000.000.

De forma semelhante, foram adotadas as distribuições a priori não informativa para os demais parâmetros dos modelos ($\beta_{j \neq 0}$) e para τ foram não informativas da seguinte forma: Gama ($Gama(\alpha; \beta)$) e Normal ($N(\mu; \sigma^2)$). Como considerando os modelos ajustados por Salgado et al. (2015), depois de transformado de *per capita* para valor absoluto, nenhuma estimativa apresentou valores absolutos maiores que dez mil, foram adotados, respectivamente, para τ e $\beta_{j \neq 0}$:

$$\tau \sim Gama(0,01; 0,01) = \frac{1}{\Gamma(0,001)0,001^{0,001}} x^{(0,001-1)} \exp - (x/0,001), \quad (3.6)$$

$$\beta_{j \neq 0} \sim N(0; 100.000.000) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times 10.000.000} \exp - \left\{ \frac{(\beta_{j \neq 0} - 0)^2}{2 \times 10.000.000} \right\}, \quad (3.7)$$

sendo que a distribuição para τ desta forma é tida como não informativa (KINAS; ANDRADE, 2010)

Foi assumido que a variável resposta, número de certificação ISO 9001 nos países do continente americano, regiões e estados brasileiros segue uma distribuição normal com média $\mathbf{X}\beta$ e variância $\sigma^2 = 1/\tau$, o que resulta numa função de verossimilhança conforme apresentado pela equação 2.6 da seção 2.8.3.

A distribuição a posteriori para os parâmetros β_0 e $\beta_{j \neq 0}$, pela pressuposição de que todas as distribuições são i.i.d. e que a função de verossimilhança é dada pela equação 2.6 da seção 2.8.3:

$$\pi(\beta_0, \mathbf{X}) \propto \frac{1}{10.000.000} I_{(0;10.000.000)} \times \frac{1}{\Gamma(0,001)0,001^{0,001}} \tau^{(0,001-1)} \exp - (\tau/0,001) \times \prod_{i=1}^n \frac{\tau^{1/2}}{\sqrt{2\pi}} \exp - \left\{ \frac{\tau}{2} [y_i - (\mathbf{X}\beta_0)]^2 \right\}, \quad (3.8)$$

e para um β_j qualquer tal que $\beta_j \neq 0$:

$$\begin{aligned} \pi(\beta_{j \neq 0}, \mathbf{X}) \propto & \frac{1}{\sqrt{2\pi} \times 10.000.000} \exp - \left\{ \frac{(\beta_{j \neq 0} - 0)^2}{2 \times 10.000.000} \right\} \times \\ & \frac{1}{\Gamma(0,001) 0,001^{0,001}} y^{(0,001-1)} \exp - (y/0,001) \times \\ & \prod_{i=1}^n \frac{\tau^{1/2}}{\sqrt{2\pi}} \exp - \left\{ \frac{\tau}{2} [y_i - (\mathbf{X}\beta_0)]^2 \right\}. \end{aligned} \quad (3.9)$$

3.4.2 Critérios de Convergência

Para a solução da distribuição a posteriori, foram simuladas cadeias MCMC de tamanho total de 220.000, com queima de 20.000 e salto de 40, gerando uma cadeia final de tamanho 5.000. Estes valores foram definidos empiricamente, sendo os menores valores necessários para se obter convergência das cadeias. Nas cadeias, foram utilizados os seguintes métodos formais como sinais de ausência de não convergência: o valor absoluto do Z de Geweke (1992) menor que 1,96 ($|ZG|$), fator de Raftery e Lewis (1992) próximo de 1 ($RL \approx 1$), e valor-p de Heidelberger e Welch (1993) maiores que 0,05 ($p_{HW} > 0,05$). Todos estes testes estão implementados no software R (R CORE TEAM, 2018) pelo pacote CODA (PLUMMER et al., 2006).

3.4.3 Seleção de Modelos e Qualidade dos Ajustes

Os valores de DIC foram utilizados para as seleções dos modelos, sendo que menores valores indicam uma melhor adequação do modelo aos dados. Nos Apêndices A e B, estão os três melhores modelos para cada país, segundo DIC. A média a posteriori da distribuição do coeficiente de determinação foi utilizada como uma medida de qualidade do ajuste.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 A ISO 9001 NO MUNDO

Primeiramente, apresentou-se a evolução do número de certificações ISO 9001 no mundo. A Figura 4 apresenta a evolução do número de certificações ISO 9001 no mundo.

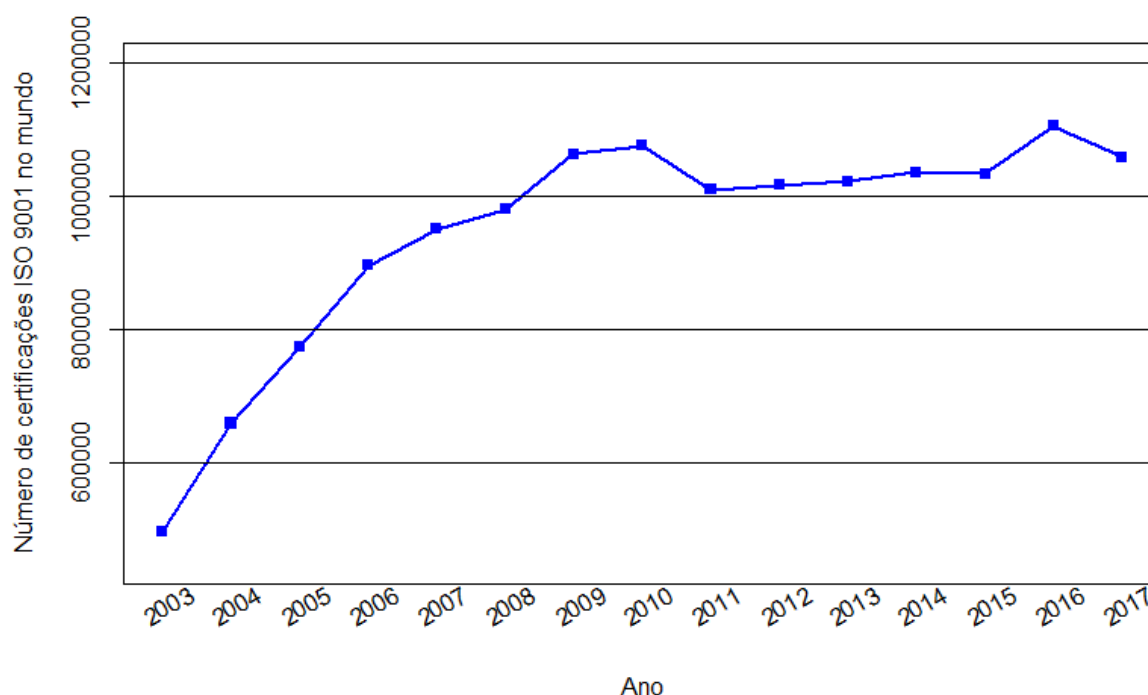


Figura 4 – Evolução do número de certificados ISO 9001 no mundo de 2003 a 2017
Fonte: do autor.

Nota-se que, segundo Salgado et al. (2015), após o período de transição até 2003, causado pela revisão da norma em 2000, houve no período de crescimento até o ano de 2008, quando houve outra revisão na norma que foi seguida por outro momento de estabilidade de 2009 a 2010. Os autores relatam que isso pode ser explicado porque, com a mudança nos protocolos da norma, algumas empresas decidem não manter sua certificação. Pode-se também justificar essa redução à crise financeira de 2008 (PRATES; CUNHA; LÉLIS, 2011). Isso é explicado porque, de acordo com Heras-Saizarbitoria, Boiral e Arana (2016), mesmo havendo motivações externas para a certificação, em épocas de crise, ou seja, tempos de redução de despesas em empresas, o custo e tempo necessários para manter a certificação podem ser reconsiderado por seus gestores, que, em muitos casos, tendem a questionar sua renovação e tendem a não renovar a certificação. Nota-se que, a partir de 2011, houve uma leve tendência

de aumento no número de certificações emitidas, que seguiu até o ano de 2016. Em 2017, como explicado por Salgado et al. (2015), houve uma redução no número de certificações, possivelmente pelas mudanças da norma em 2015, o que tende a fazer algumas empresas a decidirem em não mais manter a norma, ou leve um tempo até readequar, sendo que o período de adequação desta revisão foi de três anos.

4.2 ANÁLISE DA ISO 9001 NO CONTINENTE AMERICANO

Nas Figuras 5 e 6, estão apresentados os números de certificações ISO 9001 emitidas no continente americano, separados por América Central e do Sul, e América do Norte, para uma discussão geral sobre a evolução desta norma nos subcontinentes.

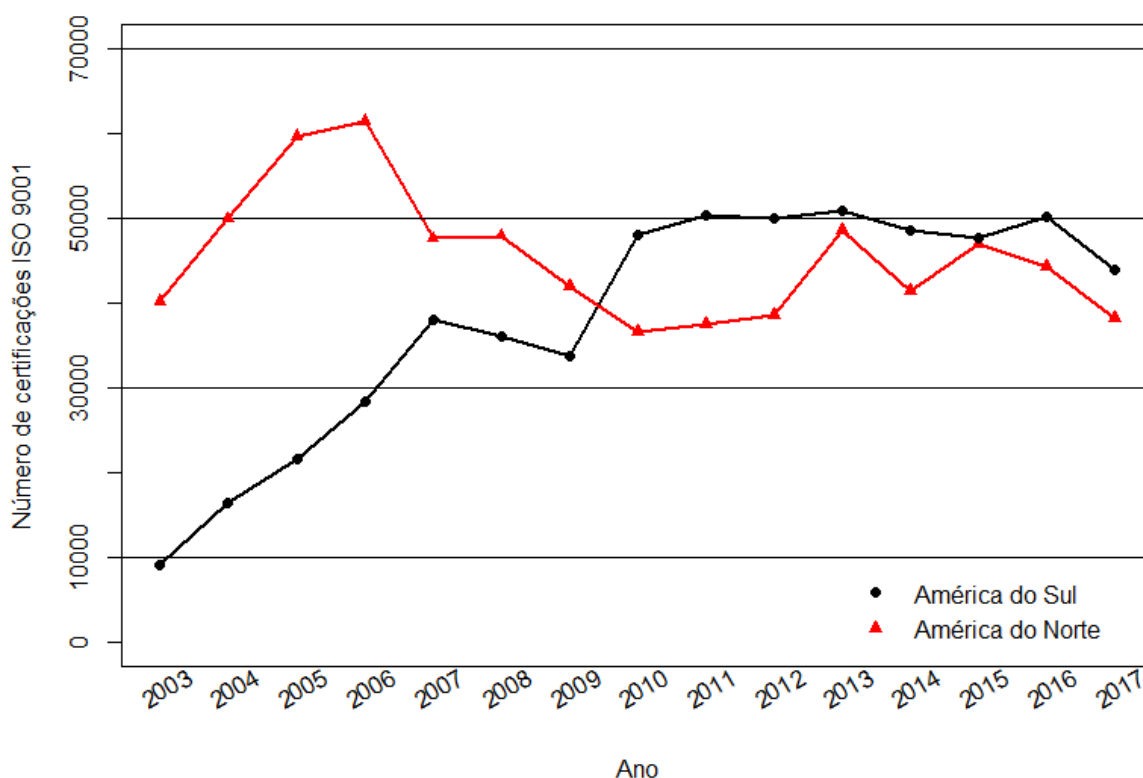


Figura 5 – Evolução do número de certificados ISO 9001 na América do Norte e América do Sul de 2003 a 2017

Fonte: do autor.

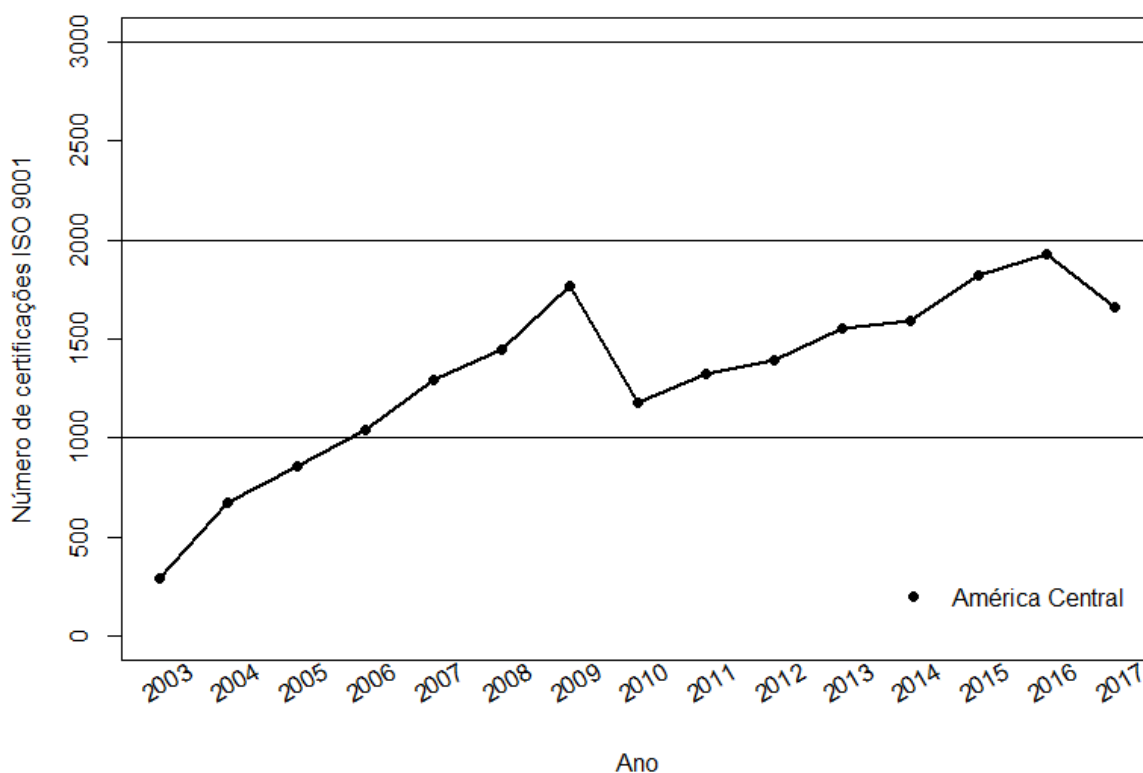


Figura 6 – Evolução do número de certificados ISO 9001 na América Central de 2003 a 2017
Fonte: do autor.

Nota-se, pelas Figuras 5 e 6, que durante o período de 2003 a 2006 há uma tendência de crescimento do número de certificações para a América Central e do Sul e América do Norte. Durante o período de 2007 a 2009 houve uma tendência de redução no número de certificações, o que pode ser explicado pelo período de crise financeira (de 7 de setembro de 2008 a 31 de março de 2009) segundo Hwang e Ogwu (2016). Seguido por uma queda drástica de 2009 a 2010 na América do Norte, após possivelmente algumas empresas terem decidido por não continuarem certificadas pela pressão por cortes de custos devido à crise, como explicado por Heras-Saizarbitoria, Boiral e Arana (2016) ou pela revisão da norma em 2008, como observado por Salgado et al. (2015) ou mesmo por notarem que, por utilizarem a norma por um longo período de tempo, seus ganhos de benefícios foram reduzidos de tal forma que seria mais vantajoso migrar para outra norma mais específica do ramo de atuação da empresa, ou mesmo optar por não manter uma certificação (SAMPAIO et al., 2009 a; SALGADO et al., 2015).

Visualmente, pode-se notar que a partir de 2011, houve uma leve tendência de crescimento desses números no continente em geral. Isso pode ser justificado porque enquanto

o Brasil reduziu seus números de empresas certificadas devido à crise interna do país, como explicado por Prates, Cunha e Lélis (2011), outros países, como Argentina e Colômbia, como se pode verificar nos dados do The World Bank (2018), aumentaram seus números, estabilizando estes valores para a parte sul do continente (ISO, 2017). Na América do Norte, apesar de ocorrer uma redução do número de certificados no Canadá, podendo ser explicada pela perda de benefícios adquiridos por suas empresas, por possivelmente terem uma maior maturidade na gestão da qualidade, como comentado por Salgado et al. (2015), o número de certificações no México e Estados Unidos aumentaram, possivelmente pela retomada da economia pós-crise como verificado por Hwang e Ogwu (2016) e Heras-Saizarbitoria, Boiral e Arana (2016) e pelos benefícios obtidos pelas empresas mexicanas que, por estarem em um país em desenvolvimento, as ferramentas da ISO 9001 podem ser relativamente novas e sua adoção pode agregar bastantes benefícios (SAMPAIO et al., 2009 a). Em 2016, assim como para o resto do mundo, houve uma tendência de redução no número de certificações, possivelmente pelas mudanças na norma em 2015 (SALGADO et al., 2015)

4.2.1 Análise de Correlação dos Fatores de Governabilidade e Socioculturais

Salgado et al. (2015), com os dados de 2011, realizaram uma análise de correlação entre os fatores, índice de competitividade global e reservas totais, utilizados por eles pela primeira vez na modelagem do número de certificações ISO 9001 e o número desta certificação para os países no ano de 2011. No presente trabalho, foi realizado o mesmo, porém com valores relativos ao ano de 2017, sendo que as variáveis utilizadas pela primeira vez em ajustes de modelos aos números de certificações ISO 9001 em países as seguintes: controle da corrupção (CC), índice de percepção do controle da corrupção (IPC), dívida externa (DEC) e investimento direto do estrangeiro (IDE).

Verificou-se uma correlação positiva e significativa de magnitude $r = 0,8567$ ($p = 0,0015$) entre o IDE e o número de certificações ISO 9001 emitidas para os países avaliados. Segundo Carkovic e Levine (2005), esta tendência linear com inclinação positiva pode ser causada pelos ganhos em conhecimento e financeiros que o investimento direto do estrangeiro pode ocasionar.

A correlação entre o número de certificações ISO 9001 e o CC não foi significativa

$r = 0,1419$ ($p = 0,6957$), assim como a correlação entre o número de certificações e o IPC também não o foi $r = 0,2228$ ($p = 0,5361$), o que pode indicar a especificidade da relação entre este fator e o número de emissões de certificações ISO 9001 nos países. A ausência de correlação entre estes fatores e o número de certificações ISO 9001 emitidas nos países pode ser explicada por não haver uma relação direta entre controle da corrupção e crescimento econômico, mas a influência do controle da corrupção na economia depende também da eficiência dos órgãos públicos e privados do país, e de uma garantia de liberdade que permita seus cidadãos protestarem contra a corrupção (AIDT et al, 2008).

A correlação entre número de certificações ISO 9001 e o DEC foi negativa e não significativa, apresentando magnitude $r = -0,3212$ ($p = 0,5347$). O resultado verificado vai de encontro ao verificado por Checherita-Westphal e Rother (2010) ao dizer que não houve uma relação linear negativa para este fator e o desenvolvimento econômico, pois como sugerido pela análise de correlação do presente trabalho, apesar de haver um valor de coeficiente de correlação negativo, ele não é significativo.

4.2.2 Modelos Ajustados

Verifica-se pela Tabela 6 que, pela média a posteriori do R_B^2 , os modelos que melhor representam as maiores variabilidades dos dados observados da variável resposta foram respectivamente os modelos propostos para a República Dominicana e Colômbia. Os que representaram menores variabilidades dos dados observados da variável resposta foram os modelos propostos para a Argentina e para o Canadá. Para cada país, os modelos selecionados apresentam menores DIC's, assim como pode-se verificar através das Tabelas 23 e 24 do Apêndice A. Pela Tabela 6, pode-se verificar também os valores de DIC, $FB_{R_B^2}$, média e intervalo HPD de 95% da distribuição do coeficiente de determinação Bayesiano adotado.

Tabela 6 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano adotado (R_B^2)

Subc.	País	DIC	$FB_{R_B^2}$	R_B^2 Estimativa	HPD	
					LI	LS
AS	Argentina	264,70	0,2739	0,4246	0,1245	0,6390
	Brasil	287,90	0,7354	0,7779	0,6551	0,8550
	Bolívia	133,90	0,8938	0,9136	0,8661	0,9377
	Chile	254,10	0,7785	0,8194	0,7068	0,8824
	Colômbia	247,10	0,9448	0,9545	0,9298	0,9667
	Equador	201,50	0,8196	0,8538	0,7767	0,8841
	Peru	198,30	0,8305	0,8548	0,7788	0,8843
	Uruguai	201,20	0,7013	0,7533	0,6084	0,8233
AC	Costa Rica	153,10	0,6516	0,7338	0,5732	0,8093
	El Salvador	137,60	0,9071	0,9178	0,8807	0,9309
	Guatemala	135,90	0,9281	0,9356	0,9090	0,9448
	Honduras	148,10	0,8905	0,9049	0,8598	0,9239
	República Dominicana	131,30	0,9498	0,9563	0,9370	0,9648
AN	Canadá	261,80	0,4940	0,5960	0,3456	0,7298
	México	241,50	0,7909	0,8280	0,7218	0,8886
	EUA	291,80	0,6448	0,7155	0,5386	0,8053

Fonte: do autor.

Nota: Subc. - Subcontinente, AS - América do Sul, AC - América Central, AN - América do Norte, DIC - *Deviance information criterion*, R_B^2 - coeficiente de determinação Bayesiano, $FB_{R_B^2}$ - valor de R_B^2 que gera o fator de Bayes 5, HPD - highest probability density, LI - limite inferior de 95%, LS - limite superior de 95%.

Nas Tabelas 7 e 8, pode-se verificar os modelos dos países que apresentaram menores valores de DIC, resultantes de modelos significativos. Nestas tabelas estão as estimativas, inferências intervalares e critérios de convergência dos parâmetros.

Tabela 7 – Modelos ajustados aos números de certificados ISO 9001 emitidos para os países com estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch

País	Parâmetro	Estimativa	HPD _{95%}		Critérios de Convergência		
			LI	LS	ZG	RL	p _{HW}
Argentina	τ	$4,91 \times 10^{-07}$	$1,57 \times 10^{-07}$	$8,69 \times 10^{-07}$	0,751	1,010	0,3340
	Intercepto	2.676,33	371,80	4.827,00	1,367	1,000	0,4340
	ISO9001 _(t-1)	0,5908	0,2343	0,9584	0,854	0,998	0,5680
Bolívia	τ	$3,57 \times 10^{-03}$	$9,42 \times 10^{-04}$	$6,58 \times 10^{-03}$	0,7897	1,000	0,5260
	Intercepto	496,06	181,04	812,85	1,1747	0,998	0,2020
	DEC	-2,4907	-3,7070	-1,2720	1,2239	1,010	0,0580
	ICG	-192,51	-290,40	-96,43	1,0100	1,000	0,1440
	IPC	153,05	102,90	202,10	0,1724	1,010	0,2250
Brasil	τ	$1,00 \times 10^{-07}$	$3,13 \times 10^{-08}$	$1,78 \times 10^{-07}$	1,5043	0,998	0,3790
	Intercepto	1.618,79	0,1126	4.301,00	0,4726	0,991	0,8770
	PNB	8,9942	7,2220	10,5300	0,2625	0,994	0,9770
Canadá	τ	$6,00 \times 10^{-07}$	$1,82 \times 10^{-07}$	$1,06 \times 10^{-06}$	0,4616	0,988	0,3638
	Intercepto	13.042,78	10.670,00	15.360,00	0,5401	1,010	0,5066
	RT	-84,06	-123,20	-45,88	0,9714	0,993	0,4414
Chile	τ	$1,29 \times 10^{-06}$	$3,06 \times 10^{-07}$	$2,41 \times 10^{-06}$	0,5045	0,996	0,1310
	Intercepto	24.944,63	17.370,00	32.350,00	1,1346	1,010	0,9280
	Exp	-161,43	-258,70	-62,20	1,2005	0,994	0,9060
	RT	224,98	56,09	393,70	0,3659	0,990	0,7950
	ISO9001 _(t-2)	-1,3066	-2,0120	-0,5863	0,4218	0,997	0,4400
Colômbia	τ	$1,82 \times 10^{-06}$	$5,14 \times 10^{-07}$	$3,33 \times 10^{-06}$	0,2836	0,999	0,3650
	Intercepto	804,88	0,0758	1.747,00	1,2779	0,999	0,1120
	PNB	22,05	9,0590	35,18	0,0723	0,990	0,6520
	RT	196,87	129,60	266,90	-0,4134	1,000	0,7520
	CC	12.209,66	2.104,00	21.950,00	-0,0662	1,010	0,5940
Costa Rica	τ	$8,32 \times 10^{-04}$	$2,76 \times 10^{-04}$	$1,47 \times 10^{-03}$	1,0963	0,999	0,6860
	Intercepto	48,28	0,0329	93,81	0,5972	1,010	0,9650
	ISO9001 _(t-1)	0,8315	0,5886	1,0650	1,1200	1,010	0,7770
El Salvador	τ	$2,35 \times 10^{-04}$	$7,56 \times 10^{-04}$	$4,17 \times 10^{-03}$	0,5029	1,010	0,5330
	Intercepto	27,28	4,9070	48,65	0,7945	1,000	0,4820
	ISO9001 _(t-1)	0,8930	0,7510	1,040	1,0043	0,998	0,0540

Fonte: do autor.

Nota: Critérios de convergência: |ZG| - valor absoluto do Z de Geweke, RL - fator de Raftery e Lewis, e p_{HW} - valor-p do critério de heidelberger and Welch, X(t - 1) - valor relativo a um ano anterior ao período ajustado, X(t - 2) - valor relativo a dois anos anteriores ao período ajustado.

Tabela 8 – Modelos ajustados aos números de certificados ISO 9001 emitidos para os países com estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch

País	Parâmetro	Estimativa	HPD _{95%}		Critérios de Convergência		
			LI	LS	ZG	RL	p _{HW}
Equador	τ	$3,30 \times 10^{-05}$	$1,03 \times 10^{-05}$	$5,83 \times 10^{-05}$	0,6112	1,000	0,9207
	Intercepto	175,16	9,3270	324,00	1,1032	0,997	0,0687
	ISO9001 _(t-1)	0,8689	0,6795	1,0530	1,1769	1,000	0,1998
EUA	τ	$9,08 \times 10^{-08}$	$2,51 \times 10^{-08}$	$1,57 \times 10^{-07}$	1,6173	1,010	0,0864
	Intercepto	174.284,90	74.960,00	271.900,00	0,4247	1,000	0,6110
	RT	-57,00	-77,78	-35,54	0,3874	0,996	0,9910
	ICG	-21.448,37	-37.860,00	-5.026,00	0,4046	0,988	0,5550
Guatemala	τ	$2,63 \times 10^{-03}$	$8,13 \times 10^{-04}$	$4,64 \times 10^{-03}$	1,1733	1,000	0,9360
	Intercepto	22,49	2,7160	41,34	1,7479	1,010	0,1630
	ISO9001 _(t-1)	0,9267	0,7954	1,0550	1,6386	1,020	0,0890
Honduras	τ	$3,04 \times 10^{-03}$	$9,53 \times 10^{-04}$	$5,34 \times 10^{-03}$	1,3913	1,000	0,3590
	Intercepto	15,04	0,0300	28,65	0,8742	0,995	0,6920
	ISO9001 _(t-1)	0,9505	0,8013	1,0930	0,6747	1,000	0,7730
México	τ	$2,37 \times 10^{-06}$	$6,90 \times 10^{-07}$	$4,34 \times 10^{-06}$	0,0797	1,010	0,8320
	Intercepto	533,14	0,0245	1.545,00	0,2250	1,010	0,8970
	CC	-4.802,22	-6.858,00	-2.800,00	0,0644	1,010	0,4720
	PIB _(t-1)	2,3371	0,7820	3.6920	0,5262	0,998	0,7180
Paraguai	τ	$1,14 \times 10^{-03}$	$3,68 \times 10^{-04}$	$2,01 \times 10^{-03}$	1,1759	0,998	0,5990
	Intercepto	19,95	0,0005	45,43	0,1912	1,000	0,5850
	ISO9001 _(t-1)	10,58	8,9980	11,99	0,4172	1,000	0,6760
Peru	τ	$4,15 \times 10^{-05}$	$1,32 \times 10^{-05}$	$7,39 \times 10^{-05}$	0,9144	1,000	0,9300
	Intercepto	2.031,77	1.734,00	2.322,00	0,2214	0,992	0,7050
	DEC	-78,45	-96,77	-60,36	0,3248	0,998	0,5670
República Dominicana	τ	$3,90 \times 10^{-03}$	$1,15 \times 10^{-03}$	$7,05 \times 10^{-03}$	0,1627	1,000	0,2240
	Intercepto	267,91	117,80	419,40	1,0521	1,010	0,2050
	ISO9001 _(t-1)	0,9845	0,8634	1,1050	0,9617	0,996	0,5480
	IPC	-84,74	-135,70	-34,06	1,1667	1,020	0,1830
Uruguai	τ	$3,66 \times 10^{-05}$	$1,11 \times 10^{-05}$	$6,60 \times 10^{-05}$	0,4940	1,000	0,1390
	Intercepto	4.000,05	304,00	7.360,00	0,1299	1,010	0,2078
	LN(PNB)	554,01	373,80	734,80	0,2914	0,998	0,8445
	ICG	-1.250,55	-2.149,00	-349,40	0,0651	0,998	0,1910

Fonte: do autor.

Nota: Critérios de convergência: |ZG| - valor absoluto do Z de Geweke, RL - fator de Raftery e Lewis, e p_{HW} - valor-p do critério de heidelberger and Welch, X(t - 1) - valor relativo a um ano anterior ao período ajustado, X(t - 2) - valor relativo a dois anos anteriores ao período ajustado.

Segundo Silva et al. (2005) e Robert (2007), estes modelos ajustados via abordagem

Bayesiana não necessitam de teorias assintóticas para estimativas e inferências, não necessitando de grandes amostras, o que é uma vantagem neste caso, em que foram utilizadas apenas quinze observações. Pelas Tabelas 7 e 8, pode-se verificar que todos os parâmetros foram significativos pelo critério adotado, pois não há zeros nos intervalos HPD de 95%. Pode-se verificar também que todas as cadeias convergiram pelo critérios adotados: $|ZG| < 1,96$, $RL \approx 1$ e valor-p de $p_{HW} > 0,05$.

Considerando-se as médias a posteriori como as estimativas dos valores dos parâmetros, na Tabela 9, estão representados os modelos ajustados para os países do continente americano selecionados.

Tabela 9 – Modelos ajustados a partir das médias a posteriori

Subcontinente	País	Modelos para o número de certificações
América do Sul	Argentina	$2.676,33 + 0,5908 \times \text{ISO9001}_{(t-1)}$
	Bolívia	$496,06 - 2,4907 \times \text{DEC} - 195,51 \times \text{ICG} + 153,05 \times \text{IPC}$
	Brasil	$1.618,79 + 8,9942 \times \text{PNB}$
	Chile	$24.944,63 - 161,43 \times \text{Exp} + 224,98 \times \text{RT} + 1,3066 \times \text{PIB}_{(t-2)}$
	Colômbia	$804,88 + 22,05 \times \text{PNB} + 196,87 \times \text{RT} + 12.209,66 \times \text{CC}$
	Equador	$175,16 + 0,8689 \times \text{ISO9001}_{(t-1)}$
	Paraguai	$19,95 + 10,58 \times \text{ISO9001}_{(t-1)}$
	Peru	$2.031,77 + 78,45 \times \text{DEC}$
	Uruguai	$4.000,05 + 540,01 \times \text{LN}(\text{PNB}) - 1.250,55 \times \text{ICG}$
América Central	Costa Rica	$48,28 + 0,8313 \times \text{ISO9001}_{(t-1)}$
	El Salvador	$27,28 + 0,8930 \times \text{ISO9001}_{(t-1)}$
	Guatemala	$22,49 + 0,9267 \times \text{ISO9001}_{(t-1)}$
	Honduras	$15,04 + 0,9505 \times \text{ISO9001}_{(t-1)}$
	República Dominicana	$267,91 + 0,9845 \times \text{ISO9001}_{(t-1)} - 87,74 \times \text{IPC}$
América do Norte	Canadá	$13.042,78 - 84,06 \times \text{RT}$
	EUA	$174.284,90 - 57,00 \times \text{RT} - 21.448,37 \times \text{ICG}$
	México	$533,14 + 4.802,22 \times \text{CC} + 2,3371 \times \text{PIB}_{(t-1)}$

Fonte: do autor.

Nota: $\text{ISO9001}_{(t-1)}$ - número de certificações ISO 9001 emitidas do ano anterior ao período ajustado, $\text{PIB}_{(t-2)}$ - valor de PIB (produto interno bruto) de dois anos anteriores ao período ajustado, PNB - produto nacional bruto, RT - reservas totais, CC - controle da corrupção, IDH - índice de desenvolvimento humano.

Comparando os modelos ajustados (Tabela 9) com os obtidos por Salgado et al. (2015),

pode-se notar pouca semelhança entre os fatores. Isso pode ser explicado, primeiramente, porque os períodos utilizados são diferentes (de 2003 a 2011 em Salgado et al. (2015) e de 2003 a 2017 no presente trabalho), logo, as situações dos países podem ter se alterado durante este período. Outro ponto seria que Salgado et al. (2015) utilizaram clusters, e, no presente trabalho, foram ajustados modelos individuais para cada país. Também foram utilizados outros fatores no presente trabalho além dos utilizados por Salgado et al. (2015). Porém, alguns fatores apresentaram mesmo comportamento, como: os fatores GNI apresentaram relação negativa com o número de certificações ISO 9001 para o Brasil, e positiva para Colômbia e Uruguai, e as relações entre reservas totais e número de certificações ISO 9001 emitidas para o Canadá e Estados Unidos foram negativas. A relação entre as reservas totais e o número de certificações ISO 9001 emitidas no Chile foram negativas no trabalho de Salgado et al. (2018), mas positiva no presente trabalho. As interpretações da relação de cada fator nos modelos ajustados para os países segue na próxima subseção.

4.2.3 Interpretações Práticas dos Fatores

Na Tabela 10, estão resumidos os fatores significativos para cada modelo selecionado para os países estudados para facilitar nas interpretações dos parâmetros. Nesta tabela, pode-se verificar que há mais fatores socioculturais e de governabilidade (CC, IPC, DEC, ICG e IDH) do que macroeconômicos nos modelos selecionados (PNB, PIB e RT).

Tabela 10 – Fatores significativos para os modelos selecionados para cada país estudado

País	ISO9001 _(t-1)	ISO9001 _(t-2)	PNB	LN(PBN)	PIB _(t-1)	PIB _(t-2)	Exp	RT	CC	IPC	EDS	ICG
Argentina	✓											
Bolívia										✓	✓	✓
Brasil			✓									
Canadá								✓				
Chile		✓					✓	✓				
Colômbia			✓					✓	✓			
Costa Rica	✓											
Equador	✓											
El Salvador	✓											
EUA								✓				✓
Guatemala	✓											
Honduras	✓											
México					✓				✓			
Paraguai						✓						
Peru											✓	
República Dominicana	✓									✓		
Uruguai				✓								✓
Total	7	1	2	1	1	1	1	4	2	2	2	3

Fonte: do autor.

Nesta subseção, estão as interpretações dos resultados, via modelagem, das relações entre os fatores e os número de certificações ISO 9001 emitidas nos países analisados e o que foi verificado na literatura para justificar tais comportamentos.

Investimento Direto do Estrangeiro (IDE) e Índice de Desenvolvimento Humano (IDH)

O fator IDE não estava presente em nenhum modelo selecionado para os países. Logo, não observou-se que esta covariável se relacionava com o número de certificações ISO 9001 emitidas para os países. O IDE, apresentou características que influenciaram o desenvolvimento econômico, e, logo, também influenciaram o número de certificações ISO 9001, porém, estes não podem ser avaliados separadamente (CARKOVIC; LEVINE, 2005). Anwar e Nguyen (2010) afirmam que mesmo a relação entre o IDE e o crescimento econômico ainda é uma incógnita. Em seus estudos, os autores verificaram uma relação positiva entre IDE e crescimento econômico no Vietnã. Porém, foi verificada uma relação negativa entre fatores de capacidade econômica do mercado, como níveis de desenvolvimento financeiro, gastos com educação e treinamento, e redução da capacidade tecnológica.

O IDH, segundo Ranis e Stewart (2000), leva em consideração educação e alimentação,

e elas estão relacionadas positivamente, e consecutivamente, relacionadas com as inovações tecnológicas e com a qualidade da mão-de-obra no mercado de trabalho, elas influenciam positivamente o crescimento econômico. Entretanto, foi verificado pelos autores, que para a América Latina e para a África, há uma relação negativa entre este fator e o crescimento econômico. Segundo Yusof et al. (2015), este fator considera apenas três dimensões da qualidade de vida: longevidade, educação e padrões de vida. Este fator não considera as desigualdades, analisando valores médios dos indicadores destes três pontos, sendo que os países da América Latina e África contêm grande parte dos países com maiores desigualdade do mundo em dados de 2017 (THE WORLD, 2018).

Dívida Externa (DEC)

A relação do fator dívida externa mostrou-se significativa no modelo selecionado para a Bolívia e para o Peru. Nos modelos, este fator apresentou relação negativa com o número de certificações ISO 9001 para os dois países. Conforme verificado por Checherita-Westphal e Rother (2010), a relação com as dívidas externas e crescimento econômico possuem uma forma polinomial de grau dois com forma de “U”, com ponto de mínimo entre 90% e 100% do PIB em dívida, e considerando limite inferior do intervalo de confiança de 95%, este ponto de mínimo pode ser 70%. Isto fica mais fácil de verificar através de um imagem, como a Figura 7, em que quase nenhum ano (nenhum para o Peru e todos os anos após 2005 para a Bolívia) foi verificada dívida externa superior ao limite inferior de confiança, 70%. Então, como indicado por Checherita-Westphal e Rother (2010), esperava-se realmente uma relação negativa entre o DEC e o crescimento econômico, e conseqüentemente entre o número de certificações ISO9001 e dívida externa.

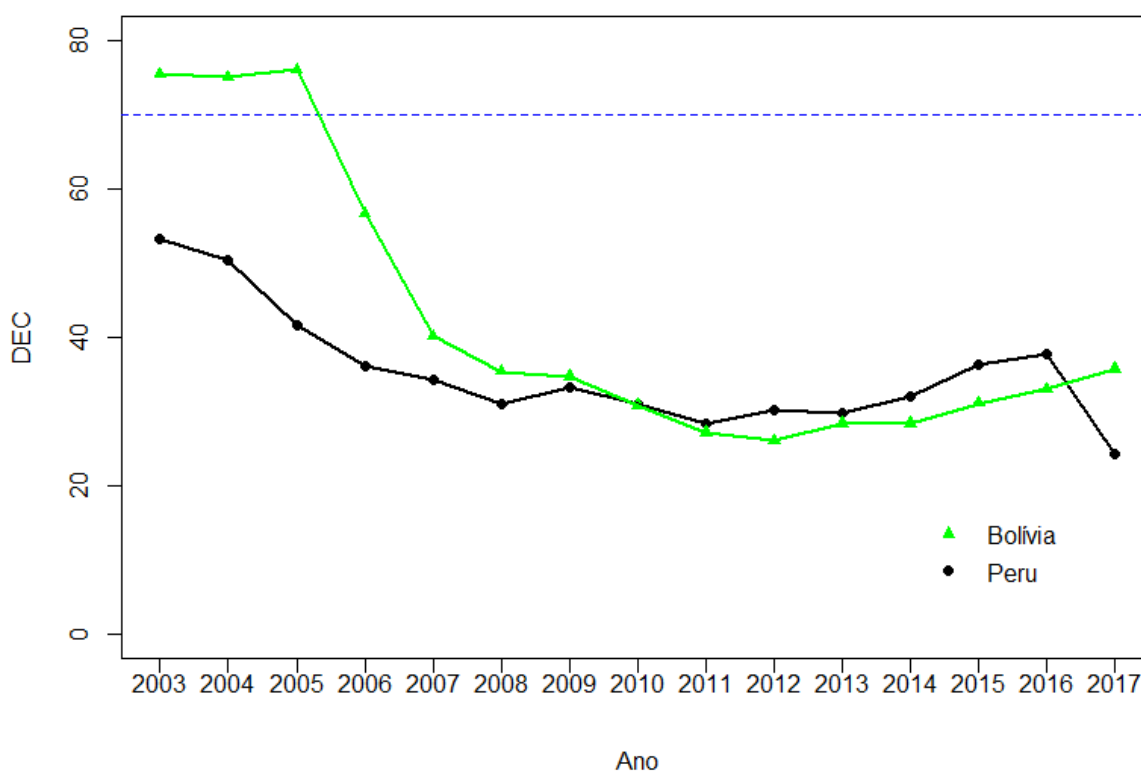


Figura 7 – Gráfico da dívida externa (DEC) ao longo do tempo, para os países cujos modelos o apresentaram significativo: Bolívia e Peru, para o período analisado de 2003 a 2017

Fonte: The World, 2018.

Nota: DEC - dívida externa em % do PIB. Linha tracejada - limiar de 70% de dívida externa.

Reservas Totais (RT)

As reservas totais dos países (RT) se mostraram significativas nos modelos selecionados para o Canadá, Chile, Colômbia e Estados Unidos. Para Canadá e Estados Unidos, este fator apresentou relações negativas, como verificado no trabalho de Salgado et al. (2015), ou seja, à medida que há um aumento nas reservas totais, há uma redução no número de certificações ISO 9001 emitidas nestes países. Para os demais países, as relações foram positivas com os números de emissões de ISO 9001, o que significa que o número de certificados aumenta com o aumento de RT. Isto se justifica pela função de estabilização e manutenção de atividades econômicas e pela utilização destes fatores como métrica de ranqueamento de países no mercado competitivo, fazendo-os aparentar “financeiramente responsáveis” (KASHIF et al., 2017). Por isto, a economia de um país que não possui uma reputação financeira tão elevada se beneficia de um aumento de sua reserva total na atração de investimentos externos, enquanto um país bem estabelecido no contexto global tenha mais benefícios aplicando suas reservas no próprio país para alavancar sua economia.

Produto Interno Bruto (PIB) e Produto Nacional Bruto (PNB)

O PIB de um ano anterior ao período ($PIB_{(t-1)}$) foi significativo para o México e o PIB de dois anos anteriores ao período ($PIB_{(t-2)}$) mostrou-se significativo para o Paraguai, sendo que ambos apresentaram relações positivas com os números de certificações ISO 9001. Segundo Sampaio et al. (2009 b), a utilização das normas da família ISO 9000 são úteis em países com menor capacidade competitiva, pois esses tendem a utilizar desta norma para melhorar sua competitividade através da qualidade. Esta mesma justificativa pode ser utilizada para explicar as relações positivas entre o PNB e as emissões de ISO 9001 para o Brasil e Colômbia, e o logaritmo natural do PNB ($LN(PNB)$) para o Uruguai.

Total de Exportações (Exp)

O fator Exp foi significativo para o modelo do Chile, sendo que a relação deste fator com o número de certificações ISO 9001 emitidas foi negativo, assim como verificado por Salgado et al. (2015). Este efeito pode utilizar de todas as explicações utilizadas para os fatores PIB e PNB, pois parte dos produtos produzidos no país são exportados, e há uma alta correlação entre PIB e PNB para estes países, respectivamente 0,88 e 0,86.

Controle da Corrupção (CC) e Índice de Percepção de Controle da Corrupção (IPC)

Segundo Aidt et al (2008), a corrupção por si não influencia o crescimento econômico, mas ela, em conjunto com a qualidade das instituições e o tipo de regime político, é o que pode influenciá-lo. Conforme o autor, países com regimes políticos que possibilitam aos cidadãos pressionar os governantes, ameaçando-os retirar, apresentam a relação do controle da corrupção e o crescimento econômico negativo, enquanto países com regimes que não permitem que os cidadãos se manifestem apresentam relação positiva entre o controle de corrupção e o crescimento econômico, que está relacionado com o número de certificações ISO 9001 emitidas nos países. Todos os países que apresentaram o IPC e o CC, que são eles: Bolívia, Colômbia, México e República Dominicana, Bolívia e Colômbia apresentaram relação positiva entre este fator e o número de emissões de ISO 9001. Segundo a Freedom

House (2017), os quatro países são “parcialmente livres”. Porém, quando comparado o índice de eficiência do governo, que é realizado pelo The World (2018), nota-se que as instituições o México é mais eficiente que os outros três países durante todo o período analisado de 2003 a 2017. De forma semelhante, a República Dominicana apresentou melhores resultados relacionados à liberdade de imprensa dentre os quatro países, segundo a Reporters Without Borders (2018) em 2018.

Índice de Competitividade Global (ICG)

O ICG mostrou-se significativo para a Bolívia, os Estados Unidos e Uruguai, todos com relações negativas com o número de certificações ISO 9001 emitidas para os países. Este efeito verificado para os Estados Unidos pode ser justificado pelo efeito explicado por Sampaio et al. (2009 b). O autor descreve que essa norma deixa de ser eficiente para empresas de países com ambientes empresariais altamente competitivos. Nestes países, as altas direções tendem a optar por outras formas de gestão da qualidade mais eficientes para a área em que atuam, sendo que alguns casos, eles adotam inclusive outras normas ISO mais específicas. Além disto, para justificar as relações para a Bolívia e Uruguai, pode-se utilizar do que Auzina-Emsina (2014) afirmou: que o ICG considera, de certa forma, que quanto maior o valor do ICG para um país, melhor está sua economia. Porém, devido à crise financeira de 2008, muitos países apresentaram desaceleração econômica considerável, mas mantiveram seus valores e ICG quase intactos. Isto pode ser a causa das relações negativas entre ICG e o número de certificações ISO 9001.

O Caso Específico da Argentina

O modelo selecionado para a Argentina considera somente o número de certificações ISO 9001 do ano anterior ($ISO9001_{(t-1)}$). Isto pode ser explicado pela alta variabilidade econômica desde o período da junta militar, segundo Cantamutto e Ozarow (2016), entre 1976 e 1983, quando se criou uma dívida com baixos juros, o que ficou insustentável depois de mudanças externas que deixaram as dívidas impagáveis. Isto forçou o país a realizar, em 2001, a maior inadimplência de dívidas da história, criando uma instabilidade econômica que ecoa até os dias de hoje. Além disso, grande parte do crescimento econômico argentino da última

década vem dos credores da dívida argentina, que apesar de apresentar um crescimento econômico recente, há um crescimento também na sua dívida.

Número de certificações ISO 9001 emitidas em anos anteriores

Além da Argentina, o número de certificações ISO 9001 emitidas em um ($ISO9001_{(t-1)}$) ano anterior estavam presentes nos modelos dos seguintes países: Costa Rica, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras e República Dominicana. Destes, apenas a República Dominicana apresentou algum outro fator além do $ISO9001_{(t-1)}$. Esta relação entre os valores de certificações do ano atual relacionados com o ano anterior podem ser explicados, de forma análoga à explicação de Salgado et al. (2015) de seleção dos países: números muito pequenos de certificações podem, às vezes, não ser explicados macroeconomicamente. Ou seja, estes países ao possuírem poucos certificados, eles podem estar relacionados a uma tomada de decisão gerencial específica da alta diretoria de uma empresa, ou a uma decisão de um grande fornecedor, que não seja vinculado à macroeconomia do país. O fator $ISO9001_{(t-2)}$ também foi significativo para o Chile, mas em conjunto com o fator Exp, ambos com relações negativas com o número de certificações ISO 9001 emitidos no ano atual. Estes efeitos no modelo do Chile podem indicar que as empresas do país podem ter melhorado, no geral, a forma de gerir sua gestão da qualidade, e estão notando que obterão melhores benefícios ao não manter mais a norma e migrar para sistemas de gestão mais específicos, como explicado por Salgado et al. (2015).

4.3 ANÁLISE DA ISO 9001 NO BRASIL

A Figura 8 apresenta a evolução do número de certificados emitidos para o Brasil por órgão acreditados pelo INMETRO (2018), por isso estes valores se diferem dos obtidos para o número de certificados ISO 9001 obtidos pela ISO Survey (ISO, 2018), pois este considera todas emissões realizadas por quaisquer órgãos.

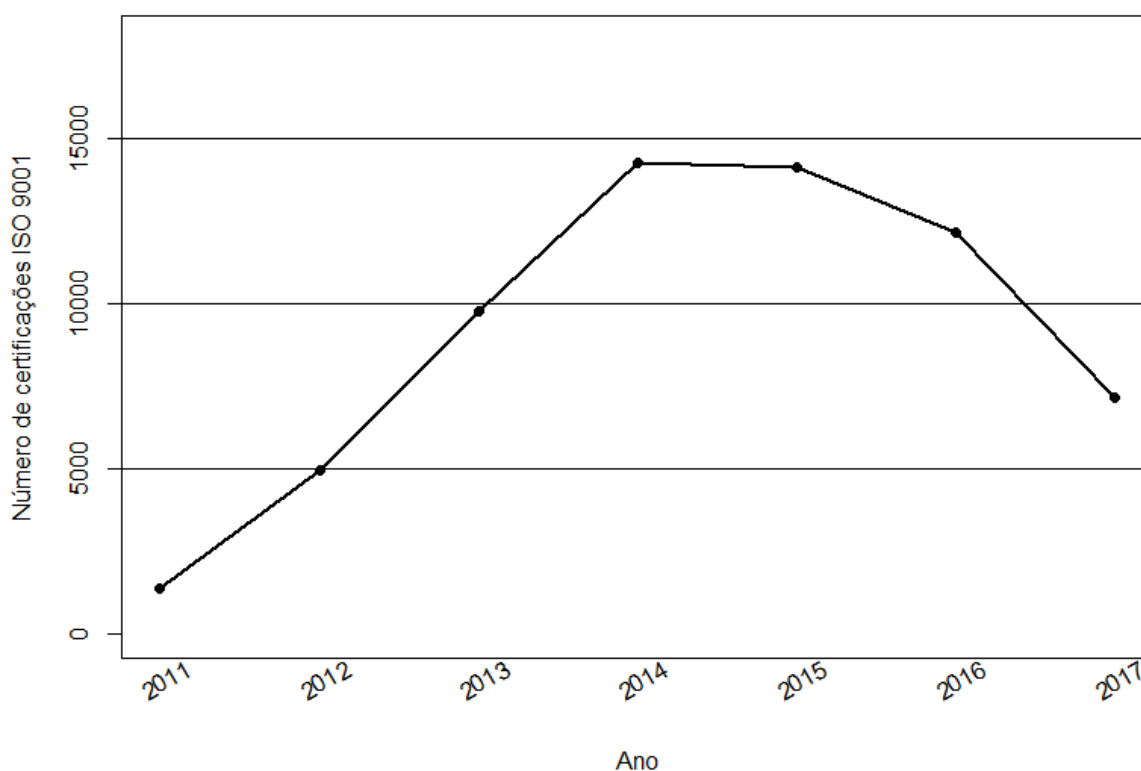


Figura 8 – Evolução do número de certificados no Brasil de 2008 a 2017
Fonte: INMETRO, 2018.

Em 2017, as regiões que apresentaram maiores números de empresas certificadas pela ISO 9001 e suas proporções do número total de certificados emitidos foram respectivamente: Sudeste (69,79%), Sul (17,19%), Nordeste (6,83%), Centro-Oeste (3,49%) e Norte (2,70%). A Tabela 11 apresenta os estados brasileiros em ordem decrescente de acordo com o número de certificações emitidas e proporções em relação ao total do Brasil.

E os cinco maiores números de emissões em 2017 estavam, respectivamente, nos estados: São Paulo (54,49%), Minas Gerais (8,91%), Santa Catarina (7,10%), Paraná (5,61%) e Rio Grande do Sul (4,44%).

4.3.1 Análise de Correlação Para os Fatores de Competitividade dos Estados

Na Tabela 11, tem-se os coeficiente de correlação amostral (r) e respectivos valores- p (p) para verificação da relação linear entre os indicadores de competitividade dos estados (CLP, 2018) e o número de certificações emitidas, em valores relacionados a 2017, para os

estados: sustentabilidade ambiental (sust.amb), capital humano (cap.hum), educação (educ), eficiência da máquina pública (efic.pub), infraestrutura (infra), inovação (inov), potencial do mercado (pot.merc), solidez fiscal (solid.fisc), segurança pública (seg.pub), sustentabilidade social (sust.soc) e um valor geral (geral).

Tabela 11 – Estimativas dos coeficientes de correlação (r) e valores- p (p) para as análises da relação entre os fatores de competitividade dos estados e o número de certificações ISO 9001 emitidas para os estados brasileiros

	geral	sust.amb	cap.hum	educ	efic.pub	Infra
r	0,6149	0,3231	0,2854	0,5123	0,3635	0,6012
p	0,0006	0,1002	0,1490	0,0063	0,0623	0,0010

	inov	pot.merc	solid.fisc	seg.pub	sust.soc
r	0,7024	0,4802	-0,1135	0,3704	0,4279
p	<0,0001	0,0112	0,5731	0,0572	0,0260

Fonte: do autor.

Em ordem crescente, o fator de “inovação”, seguido pelos fatores de “infraestrutura” e “educação”, foram os que tiveram maior relação linear com o número de certificações ISO 9001 por estado. O fator “solidez fiscal” foi o único que apresentou correlação negativa, mas esta foi não significativa. O fator de “inovação” pode ser explicado, segundo Hou, Han e Prajogo (2014), pela relação positiva entre o fator de inovação e o número de certificações ISO 9001, em conjunto com certos sistemas de gestão e comprometimento dos gestores nas melhoria da qualidade e capacidade de inovação das empresas.

As relações positivas dos fatores “infraestrutura” e “educação” podem ser explicadas conforme descrito por Priede (2012), pois elas constituem o fator ICG anteriormente mencionado e que considera pontos da infraestrutura, educação primária e superior, dentre outros fatores, para ranquear países de acordo com seu potencial de inovação. O autor sugere que há uma correlação positiva entre o ICG e o número de certificações emitidas por países. Logo, estas correlações positivas entre o número de certificações emitidas nos estados e estes fatores eram esperadas. Outro ponto importante é a consideração de que uma parte dos investimentos em infraestrutura e educação vem de investimentos do governo, arrecadados através de impostos, que podem estar relacionados com o número de emissões da norma ISO

9001 para os estados, como fundamentado na seção 2.5 (SACHSIDA, 2011).

4.3.2 Modelos Ajustados

Os modelos de regressão serão apresentados por região, seguindo por estados neles contidos e que possuíam mais de 100 certificações emitidas em 2017.

Nesta seção, foram confrontados os modelos para as regiões com os dos seus estados estudados. Para cada estado e região, os modelos selecionados apresentam menores DIC's, assim como pode-se verificar através das Tabelas 25 e 26 do Apêndice B.

Região Sul

Na Tabela 12, verifica-se os DIC's, $FB_{R_B^2}$, média e intervalo HPD de 95% da distribuição do coeficiente de determinação Bayesiano para a região Sul e seus estados selecionados.

Tabela 12 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Sul e estados dela selecionados

País	DIC	$FB_{R_B^2}$	R_B^2 Estimativa	HPD	
				LI	LS
Região Sul	130,60	0,8780	0,9030	0,8193	0,9429
Paraná	115,10	0,8430	0,8739	0,7659	0,9229
Rio Grande do Sul	88,53	0,9766	0,9822	0,9613	0,9920
Santa Catarina	106,20	0,8996	0,9208	0,8497	0,9539

Fonte: do autor.

Nota: DIC - *Deviance information criterion*, R_B^2 - coeficiente de determinação Bayesiano, $FB_{R_B^2}$ - valor de R_B^2 que gera o fator de Bayes 5, HPD - highest probability density, LI - limite inferior, LS - limite superior.

Verifica-se, na Tabela 12, que, pelo critério adotado, ou seja, maiores média a posteriori do R_B^2 , o modelo que apresentou uma maior proporção de explicação da variação da variável resposta observada foi o selecionado para o Rio Grande do Sul e a menor proporção foi verificada pelo modelo do Paraná.

As estatísticas (média a posteriori, intervalo HPD de 95%) e critérios de convergência das cadeias (Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch) das cadeias dos parâmetros para a região Sul e os estados selecionados estão apresentados na Tabela 13.

A partir da Tabela 13, nota-se que, para a região Sul, foram significativas as relações dos fatores: Desembolso do BNDES (Desem) com relação positiva, ou seja, à medida que aumenta-se X bilhões de reais em desembolso do BNDES, espera-se que haja, em média, $0,4889 \times X^2$ empresas certificadas a mais. O PIBE apresentou relação em forma de um polinomial de grau dois com concavidade voltada para cima, ou seja, até um certo valor (mínimo da função), espera-se que um acréscimo do PIBE ocasione um decréscimo no número de certificações. A partir desse ponto de mínimo, a relação entre o PIBE e o número de certificações passa a ser positiva.

O estado do Rio Grande do Sul possuía o maior PIB regional médio da região Sul (38%) entre 2008 e 2017. O PIBE apresentou a mesma relação para este estado e sua região. Entretanto, aparentemente, este estado não influenciou a relação do fator Arrec para o modelo de sua região, apresentando relação negativa e ao quadrado.

Em todos os estados da região Sul, o fator Desem apresentou relação positiva com o número de certificados ISO 9001 no local, assim como para o modelo da região Sul, e a mesma relação entre PIBE e número de certificação que a região, de uma função polinomial de grau dois com a concavidade voltada para cima.

Tabela 13 – Modelos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Sul e para seus estados analisados, que foram todos: Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina

Local	Parâmetro	Estimativa	HPD _{95%}		Critérios de Convergência		
			LI	LS	ZG	RL	p _{HW}
Região Sul	τ	$7,53 \times 10^5$	$8,65 \times 10^6$	$1,60 \times 10^4$	0,6561	1,010	0,5690
	Intercepto	2.956,87	554,30	5.308,00	0,6443	0,994	0,4210
	Desem	22,36	7,4620	37,43	1,0205	0,998	0,4300
	PIBE	-10,66	-17,66	-3,4380	0,7953	1,000	0,4201
	PIBE ²	0,0079	0,0033	0,0125	0,8216	1,010	0,4250
Paraná	τ	$3,44 \times 10^{-04}$	$3,99 \times 10^{-05}$	$7,25 \times 10^{-04}$	1,6580	0,996	0,4630
	Intercepto	815,39	0,1920	1.639,00	0,8927	0,999	0,4940
	Desem	31,08	12,96	48,80	0,4860	0,991	0,9050
	PIBE	-8,86	-15,88	-2,41	0,9202	1,000	0,5110
	PIBE ²	0,0175	0,0063	0,0295	0,9051	1,000	0,5320
Rio Grande do Sul	τ	0,0061	0,0004	0,0135	0,5611	1,010	0,4254
	Intercepto	1.680,19	1.340,00	2.061,00	0,8250	0,998	0,6643
	Arrec	-11,68	-15,01	-8,408	0,4154	1,010	0,6137
	Desem	17,21	12,36	22,15	0,4826	1,000	0,4924
	PIBE	-13,80	-16,72	-11,15	0,6052	1,020	0,4888
Santa Catarina	τ	$8,80 \times 10^{-04}$	$9,49 \times 10^{-05}$	0,0019	0,0378	0,997	0,9960
	Intercepto	760,54	18,62	1.486,00	0,3272	1,000	0,9790
	Desem	19,32	2,00	36,46	0,2602	0,993	0,8850
	PIBE	-11,48	-20,59	-2,26	0,3856	0,997	0,9730
	PIBE ²	0,0362	0,0113	0,0594	0,4386	0,9960	0,9690

Fonte: do autor.

Nota: Critérios de convergência: |ZG| - valor absoluto do Z de Geweke, RL - fator de Raftery e Lewis e p_{HW} - valor-p do critério de heidelberger and Welch.

Região Sudeste

Pela Tabela 14, pode-se verificar os DIC's, $FB_{R_B^2}$, média e intervalo HPD de 95% da distribuição do coeficiente de determinação Bayesiano para a região Sudeste e seus estados selecionados.

Tabela 14 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Sudeste e estados dela selecionados

Local	DIC	$FB_{R_B^2}$	R_B^2 Estimativa	HPD	
				LI	LS
Região Sudeste	151,40	0,9341	0,9481	0,8995	0,9702
Espírito Santo	87,21	0,8302	0,8620	0,7473	0,9084
Minas Gerais	115,10	0,9170	0,9342	0,8743	0,9619
Rio de Janeiro	109,70	0,8111	0,8471	0,7174	0,8984
São Paulo	143,70	0,9467	0,9579	0,9203	0,9754

Fonte: do autor.

Nota: DIC - *Deviance information criterion*, R_B^2 - coeficiente de determinação Bayesiano, $FB_{R_B^2}$ - valor de R_B^2 que gera o fator de Bayes 5, HPD - highest probability density, LI - limite inferior, LS - limite superior.

Nota-se na Tabela 14, que pelo critério adotado, ou seja, média a posteriori do R_B^2 , o modelo que apresentou uma maior proporção de explicação da variação da variável resposta observada foi o selecionado para São Paulo e a menor proporção foi verificada para o modelo do Espírito Santo.

As estatísticas (média a posteriori, intervalo HPD de 95%) e critérios de convergência das cadeias (Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch) dos parâmetros para a região Sudeste e os estados selecionados estão apresentados na Tabela 15.

Os estados de Minas Gerais e São Paulo somam, aproximadamente e em média, 75% do PIB regional e 81% das empresas da região Sudeste de 2008 à 2017. Por isso, aparentemente, esses estados influenciaram o modelo da região Sudeste. Os fatores Desem e o PIBE apresentaram mesmas relações com as emissões de certificações ISO 9001 destes estados e da região Sudeste. O Desem apresentou relação positiva e o PIBE relação polinomial de grau dois com a concavidade para cima.

Os estados do Espírito Santo e Rio de Janeiro apresentaram relações singulares, e que não influenciaram o modelo para a região Sudeste. No modelo ajustado para o Espírito Santo, apenas a relação do fator Arrec foi significativa, em forma de um polinomial de grau dois com a concavidade para cima. E no modelo do Rio de Janeiro foram verificadas as relações dos fatores Arrec e Empr, sendo que os suas relações foram, respectivamente, positiva e negativa com o número de certificações emitidas no estado.

Tabela 15 – Modelos Bayesianos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Sudeste e para seus estados analisados, que foram todos: Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo.

Local	Parâmetro	Estimativa	HPD _{95%}		Critérios de Convergência		
			LI	LS	$ ZG $	RL	p_{HW}
Região Sudeste	τ	$9,65 \times 10^{-06}$	$9,38 \times 10^{-07}$	$2,06 \times 10^{-05}$	1,3767	1,000	0,6650
	Intercepto	14.218,50	5.265,00	22.180,00	0,0288	1,000	0,8528
	Desem	18,87	5,9130	32,54	0,3259	0,999	0,7619
	PIBE	-14,66	-21,64	-7,06	0,0093	1,010	0,9092
	PIBE ²	0,0034	0,0019	0,0048	0,0213	1,000	0,9227
Espírito Santo	τ	0,0051	0,0008	0,0105	1,2522	0,994	0,1460
	Intercepto	171,36	11,40	356,80	0,3758	0,994	0,3590
	Arrec	-31,84	-60,48	-3,9890	0,4933	1,000	0,3950
	Arrec ²	1,4253	0,4348	2,4450	0,5704	1,000	0,4340
Minas Gerais	τ	$3,63 \times 10^{-04}$	$3,64 \times 10^{-05}$	$7,74 \times 10^{-04}$	1,0745	0,994	0,5050
	Intercepto	2.390,57	1.097,00	3.630,00	1,0986	0,987	0,3210
	Desem	24,98	9,4850	40,26	0,8782	1,000	0,4600
	PIBE	-15,08	-21,64	-7,8100	0,9170	1,020	0,2730
	PIBE ²	0,0208	0,0120	0,0289	0,9346	0,987	0,2390
Rio de Janeiro	τ	$5,35 \times 10^{-04}$	$7,98 \times 10^{-05}$	$1,10 \times 10^{-03}$	1,7460	1,010	0,7325
	Intercepto	264,52	124,60	452,50	1,6719	1,000	0,2183
	Arrec	2,9801	1,9840	3,9290	1,8904	0,997	0,0876
	Empr	-0,0014	-0,0231	-0,0005	1,5330	1,000	0,0794
São Paulo	τ	$2,06 \times 10^{-05}$	$2,27 \times 10^{-06}$	$4,37 \times 10^{-05}$	0,2714	1,000	0,7750
	Intercepto	8.860,20	3.563,00	14.210,00	0,2231	0,993	0,9410
	Desem	42,95	21,60	65,00	1,1495	1,010	0,7000
	PIBE	-16,82	-24,57	-8,8750	0,3120	0,999	0,9450
	PIBE ²	0,0067	0,0402	0,0927	0,3160	0,997	0,9460

Fonte: do autor.

Nota: Critérios de convergência: $|ZG|$ - valor absoluto do Z de Geweke, RL - fator de Raftery e Lewis e p_{HW} - valor-p do critério de heidelberger and Welch.

Região Centro-Oeste

Na Tabela 16, pode-se observar os valores de DIC's, $FB_{R_B^2}$, média e intervalo HPD de 95% da distribuição do coeficiente de determinação Bayesiano para a região Centro-Oeste e seus estados selecionados.

Tabela 16 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Centro-Oeste e estados dela selecionados

Local	DIC	$FB_{R_B^2}$	R_B^2 Estimativa	HPD	
				LI	LS
Região Centro-Oeste	92,77	0,9196	0,9365	0,8769	0,9638
Distrito Federal	68,69	0,8954	0,9284	0,8092	0,0982
Goiás	86,27	0,8077	0,8448	0,7142	0,8970

Fonte: do autor.

Nota: DIC - *Deviance information criterion*, R_B^2 - coeficiente de determinação Bayesiano, $FB_{R_B^2}$ - valor de R_B^2 que gera o fator de Bayes 5, HPD - highest probability density, LI - limite inferior, LS - limite superior.

Na Tabela 16, observa-se que, pelo critério adotado, ou seja, maiores valores de média a posteriori do R_B^2 , o modelo que apresentou uma maior proporção de explicação da variação da variável resposta observada foi o selecionado para o para a região Centro-Oeste e o que apresentou menor foi o de Goiás.

As estatísticas (média a posteriori, intervalo HPD de 95%) e critérios de convergência das cadeias (Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch) dos parâmetros para a região Centro-Oeste e os estados selecionados estão apresentados na Tabela 17.

O Distrito Federal (DF) e o estado de Goiás representam, em média, no período avaliado, juntos, cerca de 68% do PIB regional e 64% das empresas da região Centro-Oeste. O DF possui o maior PIBE da região, representando cerca de 38% do PIB regional, em média e no período avaliado. Segue daí uma possível explicação para o feito do PIBE ser o mesmo para o Distrito Federal e para a região Centro-Oeste, seguindo uma parábola com a concavidade voltada para cima.

O fator Desem apresentou relação significativa e positiva para o modelo da região Centro-Oeste. Entretanto, enquanto para a região Centro-Oeste sua relação foi positiva com o número de certificações ISO 9001 emitidas, para o DF essa relação foi em forma de uma

parábola com a concavidade para baixo, ou seja, à medida que há um aumento no desembolso do BNDES, a relação com o número de certificações ISO 9001 emitidas é positivo, até que se atinga um ponto máximo, sendo que a partir deste ponto, a relação do fator passa a ser negativa com o número de certificações. O fator Arrec também apresentou relação de uma parábola com a concavidade para cima para o DF, possivelmente pela sua ligação com o fator Desem.

Para o estado de Goiás, os Fatores Empr e PIBE apresentaram relações significativas negativa e positiva, respectivamente, com o número de certificações ISO 9001 do estado.

Tabela 17 – Modelos Bayesianos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Centro-Oeste e para seus estados analisados: Distrito Federal e Goiás.

Local	Parâmetro	Estimativa	HPD _{95%}		Critérios de Convergência		
			LI	LS	ZG	RL	p _{HW}
Região CO	τ	0,0034	0,0003	0,0073	0,0679	0,994	0,7280
	Intercepto	306,45	5,1220	647,40	1,0764	1,010	0,3520
	Desem	6,5763	2,8570	10,43	0,4009	1,000	0,7120
	PIBE	-2,1594	-3,8880	-0,3060	0,9153	0,998	0,4700
	PIBE ²	0,0030	0,0009	0,0049	0,9479	1,000	0,4740
Distrito Federal	τ	0,0685	0,0010	0,1751	0,3560	1,010	0,5615
	Intercepto	131,91	13,49	234,40	0,1098	1,010	0,8542
	Arrec	2,1801	0,4521	3,9380	1,3495	1,000	0,2490
	Arrec ²	-0,0095	-0,0162	-0,0031	1,4370	1,000	0,2020
	Desem	8,6543	2,3360	15,27	0,8464	0,998	0,2560
	Desem ²	-0,7294	-1,3880	-0,0812	0,7258	1,000	0,3327
	PIBE	-2,7838	-4,5040	-1,0730	0,4687	0,992	0,8691
	PIBE ²	0,0079	0,0034	0,0123	0,1093	1,000	0,8845
Goiás	τ	0,0053	0,0008	0,0110	0,0216	1,000	0,7680
	Intercepto	41,92	0,0825	170,60	0,3964	0,999	0,6223
	Empr	-0,0013	-0,0024	-0,0001	0,4308	1,000	0,4259
	PIBE	14,64	0,8854	2,0520	0,2257	1,000	0,3182

Fonte: do autor.

Nota: Critérios de convergência: |ZG| - valor absoluto do Z de Geweke, RL - fator de Raftery e Lewis e p_{HW} - valor-p do critério de heidelberger and Welch.

Região Norte

Pela Tabela 18, pode-se verificar os DIC's, $FB_{R_B^2}$, média e intervalo HPD de 95% da distribuição do coeficiente de determinação Bayesiano para a região Norte e seus estados selecionados.

Tabela 18 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Norte e estados dela selecionados

Local	DIC	$FB_{R_B^2}$	R_B^2 Estimativa	HPD	
				LI	LS
Região Norte	96,04	0,9146	0,9293	0,8754	0,9514
Amazonas	83,07	0,9513	0,9645	0,9174	0,9875
Pará	52,03	0,9779	0,9825	0,9660	0,9900

Fonte: do autor.

Nota: DIC - *Deviance information criterion*, R_B^2 - coeficiente de determinação Bayesiano, $FB_{R_B^2}$ - valor de R_B^2 que gera o fator de Bayes 5, HPD - highest probability density, LI - limite inferior, LS - limite superior.

Observa-se, na Tabela 18, que pelo critério adotado, ou seja, maiores valores média a posteriori R_B^2 , o modelo que apresentou uma maior proporção de explicação da variação da variável resposta observada foi o selecionado para o Pará e o a menor proporção foi observada no modelo selecionado para a região Norte..

As estatísticas (média a posteriori, intervalo HPD de 95%) e critérios de convergência das cadeias (Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch) dos parâmetros para a região Norte e os estados selecionados estão apresentados na Tabela 19.

A região Norte apresentou arrecadação de impostos (Arrec) e número de empresas registradas (Empr) com relações respectivamente positiva e negativa com o número de certificações ISO 9001 emitidas. Nota-se que os fatores Arrec e Empr se apresentaram com mesmas relações, respectivamente positiva e negativa, para o estado do Pará e relações contrárias, respectivamente negativa e positiva, para o estado do Amazonas. O estado do Pará aparenta influenciar o comportamento desses fatores para a região Norte, fato que pode ser explicado pela sua importância na região, em que representa aproximadamente 40% do PIB e 39% das empresas. Seu PIB foi 42% maior e o estado possui 115% mais empresas do que o estado do Amazonas, em média, no período avaliado (IBGE, 2016 c; SANTANDER,

2018; EMPRESÔMETRO, 2018).

O fator Desem apresentou relação positiva com o número de certificações ISO 9001 emitidas para os estados do Amazonas e do Pará. Além disso, o PIBE apresentou relação de uma parábola com a concavidade para cima, em forma de “U”, para o modelo do estado do Amazonas.

Tabela 19 – Modelos Bayesianos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Norte e para seus estados analisados: Amazonas e Pará.

Local	Parâmetro	Estimativa	HPD _{95%}		Critérios de Convergência		
			LI	LS	ZG	RL	p _{HW}
Região Norte	τ	2.10×10^{03}	$2,75 \times 10^{04}$	$4,29 \times 10^{03}$	1,1554	0,997	0,6770
	Intercepto	90,07	11,75	168,50	0,1440	1,010	0,5800
	Arrec	11,32	8,9920	13,73	0,9330	0,999	0,5980
	Empr	-0,0013	-0,0018	-0,0008	1,5193	1,010	0,6110
Amazonas	τ	0,0125	0,0005	0,0293	1,5242	0,994	0,5347
	Intercepto	1.975,65	1.276,00	2.688,00	0,8937	1,000	0,1198
	Arrec	-56,93	-86,16	-28,78	0,4119	1,010	0,1867
	Desem	0,0032	0,0006	0,0056	0,6507	0,999	0,0542
	Empr	40,27	12,48	67,24	0,3036	1,000	0,3263
	PIBE	-63,55	-85,94	-41,32	0,8819	1,010	0,1084
Pará	τ	0,2000	0,0023	0,4290	0,2641	1,010	0,2490
	Intercepto	18,68	2,79	34,48	0,3416	1,000	0,6710
	Arrec	5,3600	4,0260	6,7010	0,2235	1,000	0,6810
	Desem	1,4582	0,2322	2,6900	0,4136	0,997	0,8940
	Empr	-0,0006	-0,0008	-0,0003	0,1808	0,989	0,6810

Fonte: do autor.

Nota: Critérios de convergência: |ZG| - valor absoluto do Z de Geweke, RL - fator de Raftery e Lewis e p_{HW} - valor-p do critério de heidelberger and Welch.

Região Nordeste

Na Tabela 20, pode-se verificar os DIC's, $FB_{R_B}^2$, média e intervalo HPD de 95% da

distribuição do coeficiente de determinação Bayesiano para a região Nordeste e seus estados selecionados.

Tabela 20 – Critério de seleção de modelos (DIC), e de qualidade dos ajustes: $FB_{R_B^2}$, estimativa (média a posteriori) e intervalo HPD de 95% do coeficiente de determinação Bayesiano (R_B^2) para a região Nordeste e estados dela selecionados

Local	DIC	$FB_{R_B^2}$	R_B^2 Estimativa	HPD	
				LI	LS
Região Nordeste	114,90	0,8745	0,8967	0,8151	0,9300
Bahia	95,36	0,7870	0,8286	0,6819	0,8867
Ceará	80,12	0,8375	0,8677	0,7590	0,9114
Pernambuco	83,96	0,8972	0,9151	0,8479	0,9421

Fonte: do autor.

Nota: DIC - *Deviance information criterion*, R_B^2 - coeficiente de determinação Bayesiano, $FB_{R_B^2}$ - valor de R_B^2 que gera o fator de Bayes 5, HPD - highest probability density, LI - limite inferior, LS - limite superior.

Verifica-se, na Tabela 20, que pelo critério adotado, ou seja, maiores valores média a posteriori do R_B^2 , o modelo que apresentou uma maior proporção de explicação da variação da variável resposta observada foi o selecionado para o Pernambuco e o que apresentou as menores proporções foi a Bahia.

As estatísticas (média a posteriori, intervalo HPD de 95%) e critérios de convergência das cadeias (Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch) dos parâmetros para a região Nordeste e os estados selecionados estão apresentados na Tabela 21.

O fator Arrec foi significativo com uma relação positiva para a região Nordeste, possivelmente influenciado pelos estados dos Ceará e Pernambuco, que apresentaram o fator Arrec com relação positiva para o número de certificações ISO 9001 emitidas nos estados. O Fator Empr também apresentou relação significativa para a região Nordeste, possivelmente influenciado pelas mesmas relações positivas verificadas para o fator Empr nos modelos dos três estados analisados, Bahia, Ceará e Pernambuco. O estado do Ceará também apresentou relação positiva do fator PIB com o número de certificações ISO 9001 emitidas no estado.

Tabela 21 – Modelos Bayesianos selecionados, estimativa (média a posteriori), intervalo HPD de 95% e critérios de convergência: Geweke, Raftery e Lewis, e de Heidelberger e Welch, para a região Nordeste e para seus estados analisados: Bahia, Ceará e Pernambuco.

Local	Parâmetro	Estimativa	HPD _{95%}		Critérios de Convergência			
			LI	LS	$ ZG $	RL	p_{HW}	
Região Nordeste	τ	0,0003	$4,36 \times 10^{-05}$		0,0007	0,2712	1,000	0,1756
	Intercepto	427,22	205,90	642,80	0,6707	1,000	0,2173	
	Arrec	0,0567	0,0424	0,0717	0,2909	0,993	0,6375	
	Empr	$-1,00 \times 10^{-09}$	$-1,19 \times 10^{-09}$	$-4,26 \times 10^{-10}$	0,8578	1,010	0,4518	
Bahia	τ	0,0022	0,0003	0,0046	1,2759	1,000	0,4579	
	Intercepto	42,94	0,01	201,90	0,0969	1,010	0,6254	
	Empr	-0,0001	-0,0017	-0,0002	0,3252	0,998	0,5715	
	PIBE	1,2927	0,8439	1,7310	0,7127	1,010	0,5706	
Ceará	τ	0,0103	0,0015	0,0213	0,3071	0,998	0,2242	
	Intercepto	107,06	11,47	202,20	0,0504	0,993	0,9521	
	Arrec	4,7892	3,3860	6,1930	0,5081	0,993	0,1409	
	Empr	-0,0009	-0,0016	-0,0002	0,1728	0,999	0,8073	
Pernambuco	τ	0,0070	0,0011	0,0145	0,5440	1,000	0,0678	
	Intercepto	121,35	45,60	196,50	0,1911	1,010	0,6434	
	Arrec	7,5909	5,7640	9,3280	0,8255	1,010	0,8168	
	Empr	-0,0015	-0,0022	-0,0008	0,1888	1,000	0,6905	

Fonte: do autor.

Nota: Critérios de convergência: $|ZG|$ - valor absoluto do Z de Geweke, RL - fator de Raftery e Lewis e p_{HW} - valor-p do critério de heidelberger and Welch.

4.3.3 Interpretações Práticas dos Fatores

Nesta subseção, será dada uma interpretação prática, segundo a literatura, dos parâmetros, abrangendo todas as regiões e todos os estados estudados.

A Tabela 22 apresenta os fatores que foram significativos em cada modelo selecionado para cada estado e região.

Tabela 22 – Fatores significativos para os modelos selecionados para cada região e estados estudados

Local	Arrec	Arrec ²	Empr	Empr ²	Desem	Desem ²	PIBE	PIBE ²
Região Sul					✓		✓	✓
Paraná					✓		✓	✓
Rio Grande do Sul	✓				✓		✓	✓
Santa Catarina					✓		✓	✓
Região Sudeste					✓		✓	✓
Espírito Santo	✓	✓						
Minas Gerais					✓		✓	✓
Rio de Janeiro	✓		✓					
São Paulo					✓		✓	✓
Região Centro-Oeste					✓		✓	✓
Distrito Federal	✓	✓	✓	✓			✓	✓
Goiás			✓				✓	
Região Norte	✓		✓					
Amazonas	✓		✓		✓		✓	✓
Pará	✓		✓		✓			
Região Nordeste	✓		✓					
Bahia			✓				✓	
Ceará	✓		✓					
Pernambuco	✓		✓					
Total	10	2	10	1	10	0	12	10

Fonte: do autor.

Produto Interno Bruto Estadual (PIBE)

Um comportamento para a relação do PIBE, verificado em três regiões e sete estados PIBE, foi o de uma parábola com concavidade para cima, ou seja, a medida que o PIBE aumenta ele há uma relação negativa com o número de certificações ISO 9001 até que se atinge um ponto de mínimo, depois desse ponto, a relação do número de certificados ISO 9001 emitidos passa a ser positiva com o aumento no PIBE. Essa relação foi comum para as regiões

Sul, Sudeste e Centro-Oeste, e para os estados do Amazonas, Bahia, Goiás, Distrito Federal, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo. Isso pode ser explicado pela posição das empresas em épocas de crise, em que gestores são pressionados a cortarem custos, fazendo-os repensar sobre os custos/benefícios da norma ISO 9001 (HERAS-SAIZARBITORIA; BOIRAL; ARANA, 2016). E como o Brasil, desde 2008, ou está sofrendo efeitos-contágio de uma crise mundial, ou está em crise interna (PRATES; CUNHA; LÉLIS, 2011; BARBOSA FILHO, 2017), é esperado uma relação negativa quando o PIB está baixo. Em outras palavras, se o país (por consequência a região) está em crise, uma relação positiva para o PIBE em alta, quando os gestores sentem-se mais confiantes e adotam a ISO 9001 em busca de novos mercados (HERAS-SAIZARBITORIA; BOIRAL; ARANA, 2016).

O PIBE apresentou relação positiva com o número de certificações ISO 9001 emitidas para os estados de Goiás e Bahia. Essa relação positiva foi verificada na literatura (SALGADO et al., 2015; SAMPAIO et al., 2009 b). Uma explicação para isso é que a norma ISO 9001 é eficaz em locais onde o setor industrial é menos “maduro”, e em que empresas podem se beneficiar bastante pela certificação da norma ISO 9001 (SAMPALIO et al., 2009 b).

Desembolso do BNDES (Desem)

Duas regiões, Sudeste e Centro-Oeste, e sete estados, Amazonas, Minas Gerais, Pará, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, apresentaram as relações do fator Desem positivas com o número de certificações ISO 9001 emitidas. Essa relação é explicada, possivelmente, pela necessidade de empresas micro, pequenas e médias, que são mais de 99% das empresas brasileiras (MACHADO; PARREIRAS; PEÇANHA, 2011). Isto é explicado pelo fato das necessidades de recursos por estas empresas para que sobrevivam, ou mesmo para se certificarem e se tornarem mais competitivas (MACHADO; PARREIRAS; PEÇANHA, 2011; LEVINE; TOFFEL, 2010; SAMPAIO et al., 2009 a).

A relação deste fator para a região Sul foi potencializada, sendo o fator significativo o Desem². Isso significa que há uma relação positiva ao quadrado entre Desem e número de certificações ISO 9001 na região, ou seja, a medida que se aumenta o desembolso do BNDES no estado, o número de certificações tende a aumentar ao quadrado. Pode-se interpretar que as empresas da região necessitam de mais recursos que os de outros locais (MACHADO;

PARREIRAS; PEÇANHA, 2011; LEVINE; TOFFEL, 2010; SAMPAIO et al., 2009 a), ou que os gestores estão mais preocupados com a gestão da qualidade via adoção da norma ISO 9001 (MAGD; CURRY 2003).

A relação de uma parábola de segundo grau com a concavidade para baixo do Distrito Federal pode ter uma ligação com o número de empresas neste local, que é bem inferior ao seu PIB, quando comparado com os estados da região (IBGE, 2016 a; EMPRESÔMETRO, 2018). Pode-se entender também que há uma tendência a partir de um limiar (ponto de máximo do fator Desem), esta relação passa a ser negativa, podendo estar relacionada com a forma de funcionamento e eficiência da gestão que controla os recursos do BNDES (HOU; HAN; PRAJOGO, 2014).

Arrecadação Tributária (Arrec)

A arrecadação tributária foi significativa com relações positivas para as regiões Norte e Nordeste e para o estado do Ceará, Pará, Pernambuco e Rio de Janeiro. A partir dos benefícios identificados do desembolso do BNDES, previamente verificados, pode-se justificar esses efeitos através da importância do fator Desem para as empresas. Isto se justifica, principalmente, às pequenas e médias, e como estes recursos vêm, em parte, da arrecadação. Além disso, a arrecadação também é importante para aspectos, como a infraestrutura e educação, que influenciam na inovação das empresas, que é importante na difusão de certificações emitidas, como verificado no fator ICG (PRIEDE, 2012; SACHSIDA, 2011).

O fator Arrec com relação negativa para o estado do Rio Grande do Sul. Isso pode ser explicado por meio do relatório da Confederação Nacional da Indústria (CNI, 2015), dentre os estados que apresentaram o fator arrecadação significativos, o Rio Grande do Sul é o que cobra a maior taxa de ICMS. O estado arrecadou 12,8% do PIB da indústria, sendo quase 30% maior que a segunda maior taxa de ICMS dentre os estados que apresentaram o fator significativo, o Ceará, com uma arrecadação de 9,9% do PIB industrial. Esta arrecadação em excesso pode ter se mostrado prejudicial por afetar a sobrevivência das empresas, conforme explicado por Sachida (2011).

O fator Arrec apresentou relação negativa para o estado do Amazonas, sendo um ponto que deve ser investigado com mais afinco, pois os recursos financeiros do fator Desem são recursos federais, que são, em grande parte, de arrecadação fiscal. Porém, este fato pode ser

explicado pela baixa eficiência da máquina pública do estado, ficando atrás somente de Goiás e Pernambuco, dentre os estados analisados. O estado apresentou, também, a segunda pior infraestrutura do país, ficando atrás apenas do Acre, e pelos baixos índices de inovação, ficando atrás apenas de Goiás, dentre os estados analisados (CLP, 2018). Os autores Priede (2012) e Hou, Han e Prajogo (2014) relacionaram a eficiência da gestão de recursos e a infraestrutura local com a capacidade inovadora de empresas, e a capacidade inovadora de empresas com o número de certificações ISO 9001.

No estado do Espírito Santo, o fator Arrec apresentou relação de uma parábola com a concavidade voltada para cima, sendo que o ponto de mínimo é quando o PIBE é aproximadamente 11,17 bilhões de reais. Entretanto, no período avaliado esse fator apresentou praticamente relação positiva para o estado, uma vez que o estado apresentou PIBE entre 69 a 129 bilhões de reais durante o período analisado (IBGE, 2016, Santander, 2018) e para atingir 11,17 bilhões, o estado teria que perder aproximadamente 90% do seu PIB atual, o que não aparenta ser plausível.

Em contrapartida, no Distrito Federal, este fator apresentou uma relação polinomial de segundo grau com concavidade voltada para baixo, com ponto de máximo 124,95 bilhões de reais, o que representa todos os anos analisados a partir de 2009. Então, de 2010 a 2017, pode-se dizer que o aumento da arrecadação no Distrito Federal afetou negativamente o número de certificações. Porém, quando analisada a porcentagem de ICMS cobrada na unidade federativa, ela é ainda maior que no Rio Grande do Sul, sendo 13,6% do PIBE industrial (CNI, 2015).

Número de Empresas (Empr)

O fator Empr foi significativo com uma relação negativa para as regiões Norte e Nordeste, para os estados da Bahia, Ceará, Goiás, Pará, Pernambuco de Rio e Janeiro.

Na literatura, foram verificadas três plausíveis explicações para essa relação: a falta de recursos financeiros ou de interesse pelas empresas de pequeno e médio porte, a redução da demanda pela norma ISO 9001 para migração para as normas específicas de cada ramo, e a redução do interesse das empresas por certificações em tempos de crise.

A primeira explicação se justifica, pois segundo Magd e Curry (2003), empresas de pequeno e médio porte não adotam a norma por estarem menos preocupados com a qualidade, de curto e longo prazo, dos seus produtos e serviços do que empresas de grande porte, e a

maioria das empresas criadas no Brasil são de pequeno e médio portes nessas regiões e estados (CNI, 2015). Segundo Levine e Toffel (2010), outros problemas que empresas pequenas possuem são a falta de recursos financeiros necessários para a certificação e a falta de experiência da gerência em adoção e manutenção da norma.

A segunda explicação verificada na literatura é que, pela criação e disseminação das normas específicas para cada setor, as empresas estejam migrando da ISO 9001, que é uma norma mais geral de gestão da qualidade, para as normas específicas de seu setor (SALGADO et al., 2015). Esta estratégia pode ser mais eficiente do que a ISO 9001 caso a empresa tenha se beneficiado o bastante pela ISO 9001 e tende a decidir por não mais utilizá-la (LO et al., 2013).

A terceira explicação está vinculada com a situação de crise, em que pode-se dizer que o Brasil vem enfrentando desde 2008 (PRATES; CUNHA; LÉLIS, 2011; BARBOSA FILHO, 2017).

De acordo com Heras-Saizarbitoria, Boiral e Arana (2016), mesmo havendo motivações para a certificação como: necessidade do mercado, baixos custos relacionados à certificação e incentivo do governo (daí a importância do BNDES), em épocas de crise, ou seja, tempos de redução de despesas, o custo de manutenção desta norma pode ser considerado pelos gestores das empresas como gasto desnecessário.

4.4 IMPLICAÇÕES RELACIONADAS À ISO 9001

Esta parte do trabalho traz considerações direcionadas aos governantes dos países, gestores de empresas, pesquisadores e para os organismos certificadores. Para governantes, o presente estudo pode ser utilizado para verificação de quais fatores influenciam o número de certificações ISO 9001 nos países, tomando decisões visando tornar o ambiente empresarial de seu país mais eficiente e competitivo. Para gestores, esse estudo pode mostrar como os concorrentes estão se comportando em relação à certificação pela norma ISO 9001, podendo até tomar uma decisão de acordo com a maioria das empresas, mesmo não sendo a forma mais eficiente de se tomar decisão. A forma mais eficaz seria tomar uma decisão através das características e necessidades da empresa (LO, 2013). Para pesquisadores, apesar de os resultados e efeitos dos fatores relacionados ao número de certificação ISO 9001 nos países confirmarem e exemplificarem teorias encontradas na literatura, os novos fatores utilizados

podem ser utilizados em outros processos de modelagem para fatores macroeconômicos, gerando modelos melhores mais confiáveis e que expliquem uma maior proporção da variabilidade da variável resposta.

Para as entidades certificadoras, os modelos propostos podem ser utilizados para uma estimativa de demanda de certificação, até mesmo porque não foi verificado um indício de saturação no número de certificações emitidas no continente. Essa necessidade de estimação de demanda se deve ao fato de que não foi verificada uma entidade que emita números de certificações ISO 9001 esperadas anualmente para os países. Entretanto, há entidades que estimam os fatores utilizados anualmente. Então, de posse dessas estimativas dos fatores aqui utilizados, pode-se estimar o número de certificações esperadas naquele ano, se preparando para um melhor atendimento relacionado à certificação e manutenção da certificação com o menor custo.

Há estudos que mostram a relação positiva entre a adoção à norma ISO 9001 por empresas com o número de empregados (FENG et al., 2007). Segundo os modelos ajustados e análises realizadas nos trabalhos aqui referenciados, aumentando-se o desembolso do BNDES em território nacional, principalmente para empresas de menores portes, pode-se ocasionar um aumento no número de empresas certificadas. Logo, sugere-se estudar se as tomadas de ações do governo relacionadas ao BNDES podem reduzir o número de desocupados, pelo menos em economias locais. Uma vez que a taxa de desocupação voltou a aumentar desde 2014, pela Figura 9, de dados obtidos do IBGE (2016 b).

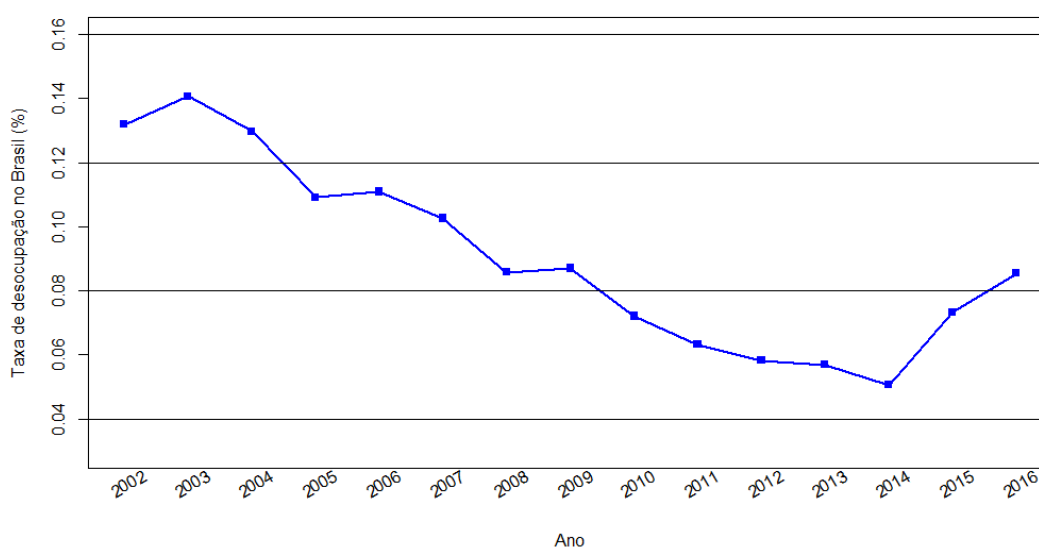


Figura 9 – Proporção de pessoas desocupadas de 2002 à 2016 no Brasil
Fonte: IBGE, 2016 b.

5 CONCLUSÕES

Utilizando-se modelos de regressão, foi possível verificar as relações entre os diversos fatores analisados e a variável resposta, número de certificações ISO 9001 emitidas para as regiões.

A utilização da estatística Bayesiana em modelos de regressão, que nunca antes tinha sido utilizada em modelagem relacionada com a norma ISO 9001, combinada com as distribuições a priori adotadas, acarretou uma modelagem mais realista.

A verificação da relação entre os fatores de governabilidade e socioculturais, cujas relações com o número de certificações ISO 9001 nunca tinham sido verificadas, apresentaram-se nove vezes significativos em sete modelos para países. Esses fatores se apresentaram-se em quase mesma quantidade que os fatores macroeconômicos, dez vezes em oito países. Isto pode sugerir que realmente havia uma necessidade de verificação de fatores, além dos macroeconômicos, para um melhor entendimento da difusão do número de certificação ISO 9001 nos países do continente americano.

Os fatores macroeconômicos, utilizados aqui pela primeira vez para modelar o número de certificações ISO 9001 para as regiões e estados brasileiros (Arrec, Desem e Empr) se mostraram presentes em todos os modelos selecionados para todas as regiões e estados analisados. Nestes modelos, esses fatores estavam presentes oito vezes nos modelos para as cinco regiões, e vinte e três vezes nos quatorze estados analisados.

Foi verificado que os efeitos dos fatores macroeconômicos sobre o número de certificações ISO 9001 emitidas nos estados mais importantes de cada região influenciam, de forma considerável, as relações destes fatores com o número de certificações ISO 9001 emitidas em suas regiões.

A estatística Bayesiana, por não necessitar de teorias assintóticas e apresentar uma distribuição de probabilidades para os parâmetros, pode ser mais adequada para problemas de engenharia, como, por exemplo, modelagens de fenômenos físicos. Primeiramente, porque nem sempre se possui grandes quantidades de dados necessárias para as teorias assintóticas, seja por restrições físicas, ou financeiras. Isto é justificável, pois muitas vezes, mesmo considerando-se todas as variáveis que influenciam o fenômeno através de um modelo, pode-se verificar que a modelagem apresenta ruídos comparando-se com as observações. Este efeito é de fácil explicação e entendimento, considerando-se o paradigma Bayesiano, pois

mesmo conhecendo-se todos os parâmetros que representam as variáveis que influenciam o modelo, seus parâmetros terão uma distribuição de probabilidade, logo, até parâmetros da variável resposta também terão uma distribuição de probabilidade.

6 SUGESTÕES DE TRABALHOS FUTUROS

Por nunca terem sido verificados alguns fatores de governabilidade e socioculturais, que foram significativos para muitos modelos de países, não foi possível a utilização de distribuições a priori informativas. Então, sugere-se que estudos futuros utilizem da inferência Bayesiana para modelarem o número de certificações ISO 9001 com a utilização de distribuições a prioris informativas para os parâmetros. O presente trabalho pode ser utilizado como fonte de informação para se elicitar a distribuição a priori.

Sugere-se também a verificação dos efeitos dos novos fatores de governabilidade e socioculturais em outros países, na modelagem do número de certificações emitidas de outras normas, como, por exemplo, a ISO 14001 e para outros países de outros continentes. O mesmo é sugerido para modelagem de outros fatores macroeconômicos, confrontando com os resultados aqui obtidos. Isso seria importante para desenvolver uma teoria que inclua tais fatores na explicação da economia global, podendo ser expandido para a geopolítica.

Uma sugestão relacionada às regiões e estados brasileiros é a verificação, após alguns anos, da inclusão de alguns fatores de competitividade dos estados na modelagem de número de certificações ISO 9001 para os estados e uma média dos estados para as modelagens para as regiões. Isto não foi possível no presente estudo porque esses fatores começaram a ser calculados em 2015.

REFERÊNCIAS

- AIDT, T. et al. Governance regimes, corruption and growth: Theory and evidence. **Journal of Comparative Economics**, v. 36, n. 2, p. 195-220, 2008.
- ALMEIDA, G. C. **Uma abordagem Bayesiana para a modelagem dos ventos máximos de Sorocaba-SP e Bauru-SP**. 2018. 72 f. Dissertação (Mestrado em Estatística Aplicada e Biometria) - Instituto de Ciência Exatas, Universidade Federal de Alfenas, Alfenas -MG, 2018.
- ANWAR, S.; NGUYEN, L. P. Foreign direct investment and economic growth in Vietnam. **Asia Pacific business Review**, v. 16, n. 1, p. 183-202, 2010.
- AUZINA-EMSINA, A. Labour productivity, economic growth and global competitiveness in post-crisis period. **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, v. 156, p. 317-321, 2014.
- BANCO NACIONAL DO DESENVOLVIMENTO (BNDES). **Estatísticas por região, estado e porte de empresa**, 2018. Disponível em: <<https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/transparencia/estatisticas-desempenho/estatisticas-regiao-estado-porte>>. Acesso em: 30 ago. 2018.
- BANCO SANTANDER (SANTANDER). **Boletins regionais e setoriais**, 2018. Disponível em: <<https://www.santander.com.br/analise-economica/boletins-regionais-setoriais-e-estudos>>. Acesso em: 30 ago. 2018.
- BOIRAL, O.; HENRI, J. F. Modelling the impact of ISO 14001 on environmental performance: A comparative approach. **Journal of Environmental Management**, v. 99, p. 84-97, 2012.
- BOLFARINE, H.; SANDOVAL, M. C. **Introdução à inferência estatística**. 2. ed. São Paulo: SBM, 2001.
- BRABOSA FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.
- CACCIAMALI, M. C. et al. Em busca de uma nova inserção da América Latina na economia global. **Estudos Avançados**, v. 26, n. 75, p. 91-110, 2012.
- CANTAMUTTO, J. F.; OZAROW, D. Serial payers, serial losers? The political economy of Argentina's public debt. **Economy and Society**, v. 41, n. 1, p. 123-147, 2016.
- CARKOVIC, M; LEVINE, R. **Does foreign direct investment accelerate economic growth?**. Minneapolis: University of Minnesota, 2005.
- CARVALHO, D. T.; BEIJO, L. A.; MUNIZ, J. A. **Uma abordagem bayesiana da isoterma de Langmuir**. *Revista Brasileira de Biometria*, v. 35, n. 2, p. 376-401, 2017

CENTRO DE LIDERANÇA PÚBLICA (CLP). **Ranking de competitividade dos estados**, 2018. Disponível em: <<http://conteudo.clp.org.br/ranking-2017-relatoriotecnico>>. Acesso em: 30 ago. 2018.

CHECHERITA-WESTPHAL, C.; ROTHER, P. The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area. **European Economic Review**, v. 56, n. 7 p. 1392-1405, 2012.

CHOODARI-OSKOOEI, B. et al. A simulation study of predictive ability measures in a survival model I: explained variation measures. **Statistics in Medicine**, v. 31, n. 23 p. 2627-2643, 2012.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA (CNI). **Perfil da indústria nos estados**. 2015. Disponível em: <<http://perfildaindustria.portaldaindustria.com.br/>>. Acesso em: 30 ago. 2018.

CONGDON, P. **Bayesian statistical modelling**. 2. ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 2006.

COWLES, M. K.; CARLIN, B. P. Markov chain Monte Carlo convergence diagnostics: a comparative review. **Journal of the American Statistical Association**, v. 91, n. 434, p. 883-904, 1996.

DRAPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analysis**. Hoboken: John Wiley & Sons, 1998.

DUNSON, D. B. Commentary: practical advantages of Bayesian analysis of epidemiologic data. **American journal of Epidemiology**, v.153, n.3, p.1222-1226, 2001.

EMPRESÔMETRO. **INTELIGÊNCIA DE MERCADO**. 2018. Disponível em: <<https://www.empresometro.com.br/Home/Estatisticas>>. Acesso em: 30 ago. 2018.

FENG, M.; TERZIOVSKI, M.; SAMSON, D. Relationship of ISO 9001:2000 quality system certification with operational and business performance - A survey in Australia and New Zealand-based manufacturing and service companies. **Journal of Manufacturing Technology Management**, v. 19, n. 1, p. 22-37, 2007.

FRANCESCHINI, F.; GALETTO, M.; GIANNI, G. A new forecasting model for the diffusion of ISO 9000 standard certifications in European countries. **International journal of Quality & Reliability Management**, v. 21, n. 1, 2004

FREEDOM HOUSE. **Freedom in the world 2017 - table of country scores**, 2017. Disponível em: <<https://freedomhouse.org/report/fiw-2017-table-country-scores>>. Acesso em: 30 ago. 2018:

GEMAN, S.; GEMAN, D. Stochastic relaxation, Gibbs distributions, and the Bayesian restoration of images. **IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence**, v. 6, p. 721-741, 1984.

- GAMERMAN, D. **Simulação estocástica via cadeias de Markov**. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística, 1996. 196 p.
- GAMERMAN, D.; LOPES, H. F. **Markov chain Monte Carlo: stochastic simulation for Bayesian inference**. Broken Sound Parkway: Chapman and Hall, 2006.
- GELMAN, A. et al. **Bayesian data analysis**. Londres: Chapman Hall, 2003.
- GEWEKE, J. **Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments (with discussion) in Bayesian statistics**. 4. ed. Oxford: Oxford University Press, 1992.
- HAIR, J. F. et al. **Multivariate data analysis**. 5. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1998.
- HASTINGS, W. K. Monte Carlo sampling methods using Markov chains and their applications. **Biometrika**, v. 57, n. 1, p. 97-109, 1970.
- HEIDELBERGER, P.; E WELCH, P. D. Simulation run length control in the presence of an initial transiente. **Operations Research**, v. 31, p. 97-109, 1983.
- HERAS-SAIZARBITORIA, I.; BOIRAL, O.; ARANA, G. Renewing environmental certification in times of crisis. **Journal of Cleaner Production**, v. 115, p. 214-223, 2016.
- HOFFMANN, R. **Análise de regressão: uma introdução à econometria**. 5. ed. Piracicaba: Ediusp, 2016.
- HOGG, R. V. et al. **Introduction to mathematical statistics**. 6. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2005.
- HUO, B.; HAN, Z.; PRAJOGO, D. The effect of ISO 9000 implementation on flow management. **International Journal of Production Research**, v. 52, n. 21, p. 6467-6481, 2014.
- HWANG, J. K.; OGWU, A. Spillover effects of the 2008 financial crisis on NIE stock markets. **Applied Economics Letters**, v. 23, n. 18, p. 1261-1264, 2016.
- INSTITUTO NACIONAL DE METROLOGIA, QUALIDADE E TECNOLOGIA (INMETRO). **Histórico das certificações concedidas por UF**. 2018. Disponível em: <<http://certifiq.inmetro.gov.br/Consulta/CertificadosConcedidosUF>>. Acesso em: 30 ago. 2018.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Cadastro central de empresas**. 2016 a. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/cempre/quadros/brasil/2016>>. Acesso em: 30 ago. 2018.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa mensal de emprego**. 2016 b. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/2051>>. Acesso

em: 30 ago. 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Produto interno bruto dos municípios**. 2016 c. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/5938>>. Acesso em: 30 ago. 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Por cidade e Estado**. 2017. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/por-cidade-estado-estatisticas.html>>. Acesso em: 30 ago. 2018.

INTERNATIONAL ORGANIZATION FOR STANDARDIZATION (ISO) **Reaping the benefits of ISO 9001**, 2015. Disponível em: <https://www.iso.org/iso/reaping_the_benefits_of_iso_9001.pdf>. Acesso em: 30 ago. 2017.

INTERNATIONAL ORGANIZATION FOR STANDARDIZATION (ISO) **The ISO survey of management system standard certifications**, 2018. Disponível em: <<https://www.iso.org/the-iso-survey.html>>, Acesso em: 30 ago. 2018.

JAYNES, E. T. **Probability theory: The logic of science**. Cambridge: Cambridge University, 2003.

JEFFREYS, H. **Theory of Probability**. 3. ed. Oxford: Oxford University, 1961.

JIM, A. **Bayesian computation with R**. 3. ed. New York: Springer Science & Business Media, 2009.

KASHIF, M, et al. Impact of economic growth on international reserve holdings in Brazil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 37, n. 3, p. 605-614, 2017.

KENT, J. T.; O'QUIGLEY, J. O. H. N. Measures of dependence for censored survival data. **Biometrika**, v. 75, n. 3, p. 525-534, 1988.

KÉRY, M. **Introduction to WinBUGS for ecologists: Bayesian approach to regression, ANOVA, mixed models and related analyses**. Burlington: Academic Press, 2010.

LEVINE, D. I.; TOFFEL, M. W. Quality management and job quality: how the ISO 9001 standard for quality management systems affects employees and employers. **Management Science**, v. 56, n. 6, p. 978–996, 2010.

LEWIS, P. O., et al. Posterior predictive Bayesian phylogenetic model selection. **Systematic Biology**, v. 63, n. 3, p. 309-321, 2013.

LIGGES, U.; KERMAN, J.; THOMAS, N. **Pacote R2OpenBUGS**. Viena: CRAN, 2017.

LO, C. K. Y. et al. The impact of contextual factors on the efficacy of ISO 9000 adoption. **Journal of Operations Management**, v. 31, n. 5, p 229-235, 2013.

- MACHADO, L.; PARREIRAS, M. A.; PEÇANHA, V. R. **Avaliação de impacto do uso do Cartão BNDES sobre o emprego nas empresas de menor porte (Artigo do BNDES)**. 2011.
- MAGALHÃES, M. N. **Probabilidade e variáveis aleatórias**. 2. ed. São Paulo: Edusp, 2006.
- MAGD, H.; CURRY, A. An empirical analysis of management attitudes towards ISO 9001: 2000 in Egypt. **The Total Quality Management Magazine**, v. 15, n. 6, p. 381-390, 2003.
- MARTINS FILHO, S. et al. Abordagem bayesiana das curvas de crescimento de duas cultivares de feijoeiro. **Ciência Rural**, v. 38, n. 6, p. 1516-1521, 2008.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA. **Receita Federal**. 2018. Disponível em: <<http://idg.receita.fazenda.gov.br/dados/receitadata/arrecadacao/arrecadacao-por-estado>>. Acesso em: 30 ago. 2018.
- MINOIU, C.; REDDY, S. G. Development aid and economic growth: A positive long-run relation. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 50, n. 1, p. 27-39, 2010.
- MONTGOMERY, D. C., et al. **Introduction to linear regression analysis**. 5. ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 2012.
- METROPOLIS, N. et al. Equations of state calculations by fast computing machines. **Journal of Chemical Physics**, v. 21, p. 1087-1092, 1953.
- NEVES, F. O.; SALGADO, E. G.; BEIJO, L. A.. Analysis of the Environmental Management System based on ISO 14001 on the American Continent. **Journal of Environmental Management**, v. 199, p. 251-262, 2017.
- NEVES, F. O. et al. Analysis of the quality management system for automotive industry-ISO/TS 16949 in the world. **Total Quality Management & Business Excellence**, [s.l., s.n.], p. 1-24, 2018.
- NOGUEIRA, D. A., SÁFATI, T., FERREIRA, D. F. Avaliação de critérios de convergência univariados para o método de Monte Carlo. **Revista Brasileira de Estatística**, v. 65, n. 224, p. 59-88, 2004.
- PAULINO, D. C.; TURKMAN, M. A. A.; MURTEIRA, B. **Estatística Bayesiana**. Lisboa: FCG, 2003. 446 p.
- PLUMMER, M. et al.. Pacote CODA: convergence diagnosis and output analysis for MCMC. **R News**, v. 6, n. 1, p. 7-11, 2006.
- PRATES, D. M.; CUNHA, A. M.; LÉLIS, M. T. C. O Brasil e a crise financeira global: Aaliando os canais de transmissão nas contas externas. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 15, n. 1, p. 62-91, 2011.

PRIEDE, J. Implementation of quality management system ISO 9001 in the world and its strategic necessity. **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, v. 58, p. 1466-1475, 2012.

R CORE TEAM. **A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing**, Vienna: CRAN, 2018. Disponível em: <<https://cran.r-project.org/mirrors.html>>. Acesso em: 30 ago. 2018.

RAFTERY, A. E.; LEWIS, S. **How many iterations in the Gibbs sampler, in Bayesian Statistics**. 4. ed. Oxford: Oxford University, 1992.

RANIS, G.; STEWART, F. Economic growth and human development. **World Development**, v. 28, n. 2, p. 197-219, 2000.

REPORTERS WITHOUT BORDERS. **World Press Freedom Index**, 2017. Disponível em: <<https://rsf.org/en/ranking>>. Acesso em: 30 ago. 2018.

RIBEIRO, L. H. M. S., et al. Bayesian modelling of the effects of nitrogen doses on the morphological characteristics of braquiaria grass. **Revista Agro@mbiente On-line**, v. 12, n. 4, p.245-257, 2018.

ROBERT, C. **The Bayesian choice: from decision-theoretic foundations to computational implementation**. Paris: Springer Science & Business Media, 2007.

ROSS, S. **A first course in probability**. 7. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2006.

ROSSI, R. M. **Introdução aos métodos Bayesianos na análise de dados zootécnicos com uso do WinBUGS e R**. Maringá: Eduem, 2006.

ROSSI, P. E.; ALLENBY, G. M. Bayesian statistics and marketing. **Marketing Science**, v. 22, n. 3, p. 304-328, 2003.

SACHSIDA, A. **Como os impostos afetam o crescimento econômico.**, Brasília: [s.n], 2011. Disponível em: <<http://www.brasil-economia-governo.org.br/2011/03/16/como-os-impostos-afetam-o-crescimento-economico/>>. Acesso em: 30 ago. 2018.

SALGADO, E. G. et al. ISO 9001 certification in the American Continent: a statistical analysis and modelling. **International Journal of Production Research**, v. 54, n. 18, p. 5416-5433, 2015.

SAMARGANDI, N.; FIDRMUC, J.; GHOSH, S. Financial development and economic growth in an oil-rich economy: The case of Saudi Arabia. **Economic Modelling**, v. 43, p. 267-278, 2014.

SAMPAIO, P. et al. ISO 9001 certification research: questions, answers and approaches. **International Journal of Quality and Reliability Management**, v. 26, p. 38–58, 2009 a.

SAMPAIO, P, et al. An analysis of ISO 9000 data in the world and the European Union. **Total Quality Management**, v. 20, n. 12, p. 1303-1320, 2009 b.

SAMPAIO, P.; SARAIVA, P.; RODRIGUES, A. G. ISO 9001 certification forecasting models. **International Journal of Quality and Reliability Management**, v. 28, n. 1, p. 5-26, 2011.

SARAIVA, P. M.; DUARTE, B. ISO 9000: some statistical results for a worldwide phenomenon. **Total Quality Management & Business Excellence**, v. 14, n. 10, p. 1169-1178, 2003.

SILVA, F. F., et al. Abordagem Bayesiana da curva de lactação de cabras Saanen de primeira e segunda ordem de parto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 40, n. 1, p. 27-33, 2005.

SINGH, P. J., et al. A resource dependence theory perspective of ISO 9000 in managing organizational environment. **Journal of Operations Management**, v. 29, n. 1, p. 49-64, 2011.

SOLIMANO, A. **Political crises, social conflict and economic development**. Cheltenham: Edward Elgar, 2005.

SPIEGELHALTER, D. J., et al. Bayesian measures of model complexity and fit. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)**, v. 64, n. 4, p. 583-639, 2002.

STONE, J. V. **Bayes' rule: A tutorial introduction to Bayesian analysis**. [s.l]: Subtel, 2013.

SUMMERS, L. H. US economic prospects: Secular stagnation, hysteresis, and the zero lower bound. **Business Economics**, v. 49, n. 2, p. 65-73, 2014.

TAYLOR, R. Interpretation of the correlation coefficient: a basic review. **Journal of Diagnostic Medical Sonography**, v. 6, n. 1, p. 35-39, 1990.

TERZIOVSKI, M; GUERRERO, J. L. ISO 9000 quality system certification and its impact on product and process innovation performance. **International Journal of Production Economics**, v.158 p. 197-207, 2014.

THE WORLD BANK. **DataBank**, 2018. Disponível em: <<http://databank.worldbank.org/data/home.aspx>> Acesso em: 30 ago. 2018.

THOMAS, A.; O'HARA, R. B. **OpenBUGS**. [s.l: s.n], 2004. Disponível em:<<http://www.openbugs.net/w/Downloads>>. Acesso em: 30 ago. 2018.

TRANSPARENCY INTERNATIONAL. **Corruption perceptions index**, 2018. Disponível em: <<https://www.transparency.org/research/cpi>> Acesso em: 30 ago. 2018.

UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME. **Human development data**, 2018. Disponível em: <<http://hdr.undp.org/en/data>> Acesso em: 30 ago. 2018.

WETZELS, R.; WAGENMAKERS, E. J. A default Bayesian hypothesis test for correlations and partial correlations. **Psychonomic Bulletin & Review**, v. 19, n. 6, p.

1057-1064, 2012.

WORLD ECONOMIC FORUM. **The global competitiveness report**, 2018. Disponível em: <<https://www.weforum.org/reports>> Acesso em: 30 ago. 2018.

YUSOF, S. A., et al. **The Integrated Development Index (I-Dex): A new comprehensive approach to measuring human development**. Qatar: Bloomsbury Qatar Foundation Journals, 2015.

APÊNDICES

APÊNDICE A - Três melhores modelos ajustados aos números de certificações ISO 9001 para os países do continente americano

Tabela 23 – Fatores significativos, DIC e R_B^2 dos três modelos selecionados pelo DIC para cada país

País	DIC	R_B^2	ISO9001 _(t-1)	ISO9001 _(t-2)	PNB	LN(PBN)	PIB	PIB _(t-1)	PIB _(t-2)	Exp	RT	CC	IPC	DEC	ICG	IDH	IDE
Argentina - 1	264,70	0,4246	0,5908														
Argentina - 2	265,90	0,3969												-37,91			
Argentina - 3	*																
Bolívia - 1	133,90	0,9136											-153,05	-2,4907	-192,51		
Bolívia - 2	142,20	0,8381			2,0724									-2,9841			
Bolívia - 3	143,10	0,8288			4,9787							191,70					
Brasil - 1	287,90	0,7779			8,9942												
Brasil - 2	288,10	0,7706					8,7755										
Brasil - 3	291,50	0,7820															-2,2800
Canadá - 1	261,80	0,4940									-84,06						
Canadá - 2	267,60	0,4275							-3,5913								
Canadá - 3	271,30	0,2898											81,46				
Chile - 1	254,10	0,7785		-1,3066						-161,43	224,98						
Chile - 2	265,40	0,4928							-19,63								
Chile - 3	267,30	0,4349	-0,8022														
Colômbia - 1	247,10	0,9545			22,05						196,87	12.209,66					
Colômbia - 2	251,30	0,9311			10,99						181,03						
Colômbia - 3	269,00	0,1638															-48.466,26
Costa Rica - 1	153,10	0,7338	0,8315														
Costa Rica - 2	157,30	0,6134								13,31							
Costa Rica - 3	161,40	0,5612		0,7219													
Equador - 1	201,50	0,8537	0,8690														
Equador - 2	206,30	0,6716							11,61								
Equador - 3	209,90	0,7610											-19,06	377,14			

Fonte: do autor.

Nota: * Não foi verificado um terceiro modelo com outro fator significativo além do intercepto.

R_B^2 - Estimativa do coeficiente de determinação Bayesiano (média a posteriori).

Tabela 24 – Fatores significativos, DIC e R_B^2 dos três modelos selecionados pelo DIC para cada país

País	DIC	R_B^2	ISO9001 _(t-1)	ISO9001 _(t-2)	PNB	LN(PBN)	PIB	PIB _(t-1)	PIB _(t-2)	Exp	RT	CC	IPC	DEC	ICG	IDH	IDE
El Salvador - 1	137,60	0,9178	0,8930														
El Salvador - 2	139,90	0,9121	0,9884											-2,5805			
El Salvador - 3	142,10	0,8906		0,8809													
EUA - 1	291,80	0,7155									-57,00				-21.448,37		
EUA - 2	297,50	0,5550									-37,43						
EUA - 3	304,90	0,3118							-1,5941								
Guatemala - 1	135,90	0,9356	0,9267														
Guatemala - 2	144,10	0,8886	0,6721														54,98
Guatemala - 3	147,00	0,8649		0,9111													
Honduras - 1	133,60	0,9187	0,9505														
Honduras - 2	136,70	0,9029		0,9898													
Honduras - 3	153,00	0,4615					7,2527										
México - 1	241,50	0,8280					2,3371					-4.802,22					
México - 2	256,60	0,3469					4,3257										
México - 3	261,80	0,5956									-83,88						
Paraguai - 1	148,10	0,9049							10,58								
Paraguai - 2	152,50	0,8691					10,50										
Paraguai - 3	156,60	0,8377	0,9151														
Peru - 1	198,30	0,8548												-78,45			
Peru - 2	200,60	0,8440									19,81		-655,48				
Peru - 3	201,80	0,7964									16,83						
República Dominicana - 1	131,40	0,9563	0,9842											-0,8469			
República Dominicana - 2	139,60	0,9156	0,9274														
República Dominicana - 3	160,80	0,4111			2,2605												
Uruguai - 1	201,20	0,7533				554,01									-1.250,55		
Uruguai - 2	208,70	0,5433			14,89												
Uruguai - 3	212,10	0,4554									40,73						

Fonte: do autor.

R_B^2 - Estimativa do coeficiente de determinação Bayesiano (média a posteriori).

APÊNDICE B - Três melhores modelos ajustados aos números de certificações ISO 9001 para as regiões e estados brasileiros

Tabela 25 – Fatores significativos, DIC e R_B^2 dos três modelos selecionados pelo DIC para cada região e estado

Local	DIC	R_B^2	Arrec	Arrec ²	Empr	Empr ²	Desem	Desem ²	PIB	PIB ²
Região Sul - 1	130,60	0,9030					22,36		-10,66	0,0079
Região Sul - 2	138,10	0,7366							1,7150	
Região Sul - 3	138,40	0,7284	0,6578							
Paraná - 1	115,40	0,8722					31,28		-9,0103	0,0178
Paraná - 2	122,60	0,6627							1,7474	
Paraná - 3	*									
Rio Grande do Sul - 1	88,53	0,9822	-11,68				17,21		-13,80	0,0306
Rio Grande do Sul - 2	116,00	0,6334							1,2127	
Rio Grande do Sul - 3	117,00	0,5991	4,5661							
Santa Catarina - 1	106,20	0,8996					19,32		-11,48	0,0362
Santa Catarina - 2	111,90	0,8195							2,3256	
Santa Catarina - 3	110,80	0,8391	7,8185							
Região Sudeste - 1	151,40	0,9341					18,87		-14,66	0,0034
Região Sudeste - 2	159,60	0,8722							-9,9782	0,0024
Região Sudeste - 3	164,40	0,7592	6,3663							
Espírito Santo - 1	87,21	0,8620	-31,84	1,4253						
Espírito Santo - 2	94,09	0,6853	7,9478							
Espírito Santo - 3	100,10	0,4636							1,3201	
Minas Gerais - 1	115,10	0,9343					24,98		-15,08	0,0208
Minas Gerais - 2	124,60	0,8145							-10,06	0,0149
Minas Gerais - 3	*									
Rio de Janeiro - 1	109,70	0,8471	2,9801		-0,0014					
Rio de Janeiro - 2	116,90	0,6446							0,8447	
Rio de Janeiro - 3	117,40	0,6278	0,9094							
São Paulo - 1	143,70	0,9577					42,98		-16,84	0,0067
São Paulo - 2	158,20	0,7754							3,0522	
São Paulo - 3	158,70	0,7662	0,7275							

Fonte: do autor.

Nota: * Não foi verificado um terceiro modelo com outro fator significativo além do intercepto.

R_B^2 - Estimativa do coeficiente de determinação Bayesiano (média a posteriori).

Tabela 26 – Fatores significativos, DIC e R_B^2 dos três modelos selecionados pelo DIC para cada região e estado

Local	DIC	R_B^2	Arrec	Arrec ²	Empr	Empr ²	Desem	Desem ²	PIB	PIB ²
Região Centro-Oeste - 1	92,77	0,9365					6,5763		-2,1594	0,0030
Região Centro-Oeste - 2	101,80	0,7989							0,5809	
Região Centro-Oeste - 3	107,10	0,6648	1,2864							
Distrito Federal - 1	68,69	0,9284	2,1801	-0,0095	8,6543	-0,7294			-2,7838	0,0079
Distrito Federal - 2	76,53	0,7144							0,3932	
Distrito Federal - 3	76,64	0,7585	1,4744	-0,0059						
Goiás - 1	86,27	0,8448			-0,0013				14,64	
Goiás - 2	93,59	0,6998							98,60	
Goiás - 3	94,68	0,6673	7,2084							
Região Norte - 1	96,04	0,9293	11,32		-0,0013					
Região Norte - 2	111,90	0,6204	7,1950							
Região Norte - 3	112,00	0,6175							0,6175	
Amazonas - 1	83,07	0,9645	-56,93		0,0032		40,27		-63,55	0,5735
Amazonas - 2	97,27	0,8114	19,55		-0,0306					
Amazonas - 3	98,20	0,7988							-22,25	0,1854
Pará - 1	52,03	0,9825	5,36		-0,0006		1,4582			
Pará - 2	94,29	0,7333							18,92	-0,7343
Pará - 3	82,54	0,5639							0,5254	
Região Nordeste - 1	114,90	0,8967	0,0567		$-1,00 \times 10^{-09}$					
Região Nordeste - 2	123,80	0,7161							0,9609	
Região Nordeste - 3	125,80	0,6569	0,4869							
Bahia - 1	94,34	0,8335			-0,0011				1,3023	
Bahia - 2	101,10	0,6513							0,9890	
Bahia - 3	109,20	0,3085					16,80			
Ceará - 1	80,12	0,8677	4,7892		-0,0009					
Ceará - 2	84,31	0,7678							0,9414	
Ceará - 3	86,30	0,7186	3,9581							
Pernambuco - 1	78,96	0,8972	7,5909		-0,0015					
Pernambuco - 2	82,30	0,5729	1,9991							
Pernambuco - 3	79,90	0,6564							0,4756	

Fonte: do autor.

 R_B^2 - Estimativa do coeficiente de determinação Bayesiano (média a posteriori).

APÊNDICE C - Rotinas utilizadas para as gerações das distribuições a posteriori

```

# Modelo ajustado para o número de certificações ISO 9001
# emitidas na Argentina.

sink("Argentina.txt") #nomeando o documento que será lido
cat("                #pelo OpenBUGS

model{                #Escrevendo o modelo e distribuição
for( i in 1 : N ) {  #da variável resposta
y[i]  dnorm(mu[i], tau2)
mu[i] <- beta0+beta1*(Surv_t1[i])
}
#Abaixo estão definidas as distribuições a priori para os
#parâmetros e para tau. Para o intercepto foi definida uma
#priori Uniforme variando entre 0 e 10.000.000, como definido
#na seção 3.4, para o parâmetro que representa ISO9001_t1,
#foi definida uma distribuição normal com média 0 e variância
#igual a 100.000.000, ou seja tau igual a 0,00000001.
beta0  dunif(0, 10000000)
beta1  dnorm(0, 0.00000001)
tau2   dgamma(0.001, 0.001)

for( i in 1 : N ) {                #Calculando os vetores
yp[i] <- beta0+beta1*(Surv_t1[i]) #de predição (yp)
yd[i] <- yp[i]-y[i]                #e desvio (yd)
}

S2p <- pow(sd(yp[]),2)             #Variância do vetor de predição (S2p)
S2d <- pow(sd(yd[]),2)             #Variância do vetor de desvios (S2d)
R22B <- S2p/(S2p+S2d)              #R2 Bayesiano (Subseção 2.8.9)
}

```

```

",fill=TRUE)
sink()

#Neste caso, y é o vetor de observações da variável resposta,
#Surv_t1 o vetor com número de certificações ISO 9001 para a
#Argentina atrasados em um ano e N é o tamanho amostral

N = length(y)#Tamanho amostral
data = list("Surv_t1","y","N")

inits = function()      #Chutes iniciais para o intercepto,
list(beta0=2500,beta1=1,tau2=1e-7) #parâmetro relacionado
}                        #ao Surv_t1 e tau

library(R2OpenBUGS)     #Pacote para rodar o OpenBUGS
theta<-c("beta0","beta1","tau2","sigma2")

#Aqui, foi inserido o tamanho total da cadeia (220.000),
#a queima (20.000) e o salto (20)

linear.NI = bugs(data,inits, model.file="Argentina.txt",
parameters=c(theta,"S2p","S2d","R22B","yp"),
n.chains=1,n.iter=220000,n.burnin=20000,n.thin=20,
codaPkg=F, debug=T)

#Pacote para ler os dados do OpenBUGS e realizar os
#diagnósticos
library(coda)
post<-as.mcmc(linear.NI$sims.matrix[,])

```

```
geweke.diag(post)      #Diagnóstico de Geweke
raftery.diag(post)    #Diagnóstico de Raftery e Lewis
heidel.diag(post)     #Diagnóstico de Heidegger e Welch

#Intervalo HPD utilizado para os parâmetros e para o R2
#Bayesiano
HPDinterval(post,prob = 0.95)

#Obtenção da análise descritiva, que inclui médias, dos
parâmetros, R2 e DIC
resumo=print(linear.NI,dig=9)

#Obtenção do valor de R2 Bayesiano que gera o FB igual a 5
devm<-(post[,8])
quantile(devm, probs = c(1/6))
```