

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE TECNOLOGIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM
ENGENHARIA DE PRODUÇÃO**

Juliana Haetinger Furtado

**ESTUDO DO EMPREGO FORMAL POR SETOR DE ATIVIDADE
ECONÔMICA NA REGIÃO SUL DO BRASIL DE 2003 A 2014**

Santa Maria, RS
2016

Juliana Haetinger Furtado

**ESTUDO DO EMPREGO FORMAL POR SETOR DE ATIVIDADE ECONÔMICA
NA REGIÃO SUL DO BRASIL DE 2003 A 2014**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Engenharia de Produção.**

Orientadora: Prof.^a Roselaine Ruviaro Zanini

Santa Maria, RS
2016

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Central da UFSM, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Furtado, Juliana Haetinger
Estudo do emprego formal por setor de atividade econômica na região sul do Brasil de 2003 a 2014. / Juliana Haetinger Furtado.-2016.
119 p.; 30cm

Orientadora: Roselaine Ruviaro Zanini
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Centro de Tecnologia, Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, RS, 2016

1. Taxas de emprego 2. Desemprego 3. Setores da economia 4. Previsão 5. Modelos ARIMA I. Zanini, Roselaine Ruviaro II. Título.

© 2016

Todos os direitos autorais reservados a Juliana Haetinger Furtado. A reprodução de partes ou do todo deste trabalho só poderá ser feita mediante a citação da fonte.

E-mail: julihfurtado21@hotmail.com

Juliana Haetinger Furtado

**ESTUDO DO EMPREGO FORMAL POR SETOR DE ATIVIDADE ECONÔMICA
NA REGIÃO SUL DO BRASIL DE 2003 A 2014**

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Engenharia de Produção.**

Aprovado em 23 de fevereiro de 2016:

Roselaine Ruviaro Zanini, Dra. (UFSM)
(Presidente/Orientadora)

Adriano Mendonça Souza, Dr. (UFSM)

Lorena Vicini, Dra. (UFFS)

Santa Maria, RS.
2016

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho à minha família, à minha mãe Dileta, exemplo de amor e otimismo, e, ao meu esposo Giovane, exemplo de paciência e perseverança.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus pela oportunidade em minha vida. Agradeço à minha professora orientadora, Dra. Roselaine Ruviaro Zanini pela oportunidade, confiança, incentivo, dedicação, paciência, carinho, amizade, por ser compreensiva, estar sempre disposta a ajudar e, principalmente pelos ensinamentos, o meu muito obrigado. Ao meu marido pelo carinho, compreensão, apoio e por entender cada momento vivido durante o mestrado. Agradeço à minha mãe pelo incentivo, apoio e, por acreditar em minha capacidade. Agradeço ao meu pai e minha irmã pelo carinho. Agradeço à minha tia Cinda, minha prima Paola e ao primo Roberto pela sua disponibilidade e paciência, cedendo um cantinho e comida gostosa toda semana durante os dois anos de curso. Agradeço aos colegas de turma pela amizade, pelos risos e momentos de estudo, os quais foram muito importantes para meu crescimento. Aos colegas de “laboratório” pelo companheirismo, amizade, momentos de diversão e troca de conhecimentos. Ao professor Adriano pelos ensinamentos, amizade e pelo seu bom humor, fazendo nossos dias mais felizes. Agradeço aos funcionários da secretaria, Márcia e Fernando pela paciência e atenção, sempre prontos e disponíveis, muito obrigada. Agradeço aos professores integrantes da banca avaliadora pelo aceite ao convite e pelas considerações positivas neste trabalho. Agradeço aos meus ex-vizinhos queridos de Santana do Livramento, pela disponibilidade e paciência em todos os momentos que precisei. Agradeço aos ex-colegas e ex-alunos da UNIPAMPA, de Livramento pelo incentivo e carinho. Agradeço aos professores do PPGEP pelos ensinamentos. Agradeço ao meu primo Cide pela disponibilidade de correção imediata. Agradeço a todos que de uma forma ou outra contribuíram com a concretização deste objetivo. Agradeço a CAPES pelo auxílio financeiro.

Chego sempre à hora certa
contam comigo, não falho,
pois adoro o meu emprego: o
que detesto é o trabalho.

(Millôr Fernandes)

RESUMO

ESTUDO DO EMPREGO FORMAL POR SETOR DE ATIVIDADE ECONÔMICA NA REGIÃO SUL DO BRASIL DE 2003 A 2014

AUTORA: JULIANA HAETINGER FURTADO
ORIENTADORA: ROSELAINÉ RUVIARO ZANINI

A situação político-econômica mundial e nacional reflete diretamente nas transformações ocorridas no mercado de trabalho. A preocupação com a empregabilidade, geração de novos empregos, bem como a segurança e formalidade destes, e, as vagas que deixam de existir ocasionando o desemprego, é pauta constantemente na literatura acadêmica, na mídia e ao mesmo tempo preocupação do governo. Neste contexto, o objetivo proposto nesta pesquisa foi analisar os indicadores absolutos do emprego formal, inicialmente nos oito setores da economia (extrativa mineral, indústria de transformação, serviços industriais de utilidade pública, construção civil, comércio, serviços, agropecuária e administração pública) e, posteriormente, ajustar modelos de previsão no quatro maiores setores de atividade econômica (construção civil, comércio, indústria de transformação e serviços). Primeiramente, realizou-se uma análise descritiva dos desligamentos no estado do Rio Grande do Sul entre janeiro de 2004 e dezembro de 2014. Em seguida, a análise estendeu-se aos demais estados da região Sul do Brasil (Santa Catarina e Paraná) de forma conjunta entre 05/2003 e 12/2014. Para isso, utilizou-se a base de dados secundários do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados, disponibilizados pelo Ministério do Trabalho e Emprego. Para as análises dos dados e ajustes de modelos, empregou-se a metodologia desenvolvida por Box e Jenkins para séries temporais. Os resultados iniciais indicaram tendência significativa de crescimento dos desligamentos no estado do Rio Grande do Sul, em sete dos oito setores da economia avaliados. Em segundo momento, foram ajustados doze modelos estatísticos de previsão que apresentaram componente sazonal. Por meio dos modelos encontrados, foi possível determinar a previsão do emprego formal por setor de atividade econômica na região Sul do Brasil, com base nos valores fora da amostra. Conclui-se que, os modelos encontrados apresentaram previsões satisfatórias, pois acompanharam o processo dos valores reais, evidenciando baixo erro absoluto percentual médio.

Palavras-chave: Taxas de emprego. Desemprego. Setores da economia. Previsão. Modelos ARIMA.

ABSTRACT

FORMAL EMPLOYMENT STUDY IN ECONOMIC SECTOR IN THE SOUTH REGION OF BRAZIL 2003 2014

AUTORA: JULIANA HAETINGER FURTADO
ORIENTADORA: ROSELAINÉ RUVIARO ZANINI

The global and national political and economic situation reflects directly on changes in the labor market. Concern about the employability, generate new jobs, as well as security and formality of these, and, places that no longer exist causing unemployment, it is constantly agenda in the academic literature, the media and at the same time government concern. In this context, the objective in this research was to analyze the absolute indicators of formal employment, initially in the eight sectors of the economy (mineral extraction, manufacturing, industrial and public utility services, construction, trade, services, agriculture and public administration) and, subsequently adjust predictive models in four major economic sectors (construction, trade, manufacturing and services). First, there was a descriptive analysis of dismissals in the state of Rio Grande do Sul between January 2004 and December 2014. Then, the analysis extended to the other states of the South region of Brazil (Santa Catarina and Paraná) jointly between 05/2003 and 12/2014. For this, we used the secondary database of the General Register of Employed and Unemployed, made available by the Ministry of Labor and Employment. For data analysis and model adjustments, we used a methodology developed by Box and Jenkins to time series. Initial results indicated significant growth trend of dismissals in the state of Rio Grande do Sul, in seven of the eight sectors of this economy. Second time, were set twelve statistical models forecast that showed seasonal component. Through the models found, it was possible to determine the forecast of formal employment by sector of economic activity in southern Brazil, based on values outside of the sample. In conclusion, the models found showed satisfactory predictions as accompanied the process of the actual values, indicating low average percentage absolute error.

Keywords: Employment rates. Unemployment. Sector of economic activity. Forecast. ARIMA models.

LISTA DE ABRAVIATURAS E SIGLAS

AIC	Critério de informação de Akaike
AR	Autorregressivo
ARIMA	Autorregressivo Integrado de Médias Móveis
ARMA(p,q)	Autorregressivo de ordem p e de Médias Móveis de ordem q
BIC	Critério de informação bayesiano
CAGED	Cadastro Geral de Empregados e Desempregados
CEI	Comunidade dos Estados Independentes
CIET	Conferência Internacional dos Estatísticos do Trabalho
CLT	Consolidação das Leis do Trabalho
EMQ	Estimadores de Mínimos Quadrados
EMV	Estimadores Máxima Verossimilhança
EU	União Europeia
FAC	Função de Autocorrelação
FACP	Função de Autocorrelação Parcial
FACV	Função de Autocovariância
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
MA	<i>Moving Average</i> / Médias Móveis
MAE	Erro absoluto médio
MAPE	Erro absoluto percentual médio
MEE	Modelos de Espaço de Estados
MTE	Ministério do Trabalho e Emprego
ODM	Objetivos de Desenvolvimento do Milênio
OIT	Organização Internacional do Trabalho
PEA	População Economicamente Ativa
PED	Pesquisa de Emprego e Desemprego
PIA	População em Idade Ativa
PIB	Produto Interno Bruto
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
RAIS	Relação Anual de Informações Sociais
SEADE	Fundação Sistema Estadual de Análises de Dados
SIUP	Serviços Industriais de Utilidade Pública
VAR	Autorregressões Vetoriais

LISTA DE FIGURAS

APRESENTAÇÃO

Figura 1 - Percentual de empregados por setor de atividade econômica no Brasil, 1949/2010.....	36
Figura 2 - Taxa de desocupados (%) por escolaridade no Brasil março de 2002 a novembro de 2014.....	42
Figura 3 - Passos para modelagem de séries de tempo baseada na metodologia de Box e Jenkins.....	72

ARTIGO 1- ANÁLISE DO NÚMERO DE DESEMPREGOS FORMAIS DE JANEIRO DE 2004 A DEZEMBRO DE 2014 NO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL-BRASIL

Figura 1 - Box-plot para os setores: Indústria de Transformação, Construção Civil, Comércio, Serviço e Agropecuária.....	78
Figura 2 - Box-plot para os setores: Extrativa Mineral, SIUP e Administração Pública.....	79
Figura 3 - Empregos celetistas formais eliminados no RS entre janeiro de 2004 e dezembro de 2014.....	81
Figura 4 - Empregos celetistas formais eliminados no RS entre janeiro de 2004 e dezembro de 2014.....	82

ARTIGO 2- MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS APLICADOS NO EMPREGO FORMAL NA REGIÃO SUL DO BRASIL

Figura 1 - Séries temporais do número de empregos formais do setor de construção civil (CC) e comércio (COM) na região Sul do Brasil entre 05/2003 a 12/2014.....	96
Figura 2 - Séries temporais do número de empregos formais dos setores de indústria de transformação (IT) e serviços (SER) na região Sul do Brasil entre 05/2003 a 12/2014.....	97
Figura 3 - Ajuste de previsão do número de empregos formais dos setores de atividade econômica na região Sul do Brasil entre 05/2003 a 12/2014.....	103

LISTA DE QUADROS

APRESENTAÇÃO

Quadro1 - Comportamento das FAC e FACP de um processo ARIMA (p,d,q)	59
---	----

LISTA DE TABELAS

ARTIGO 1 - ANÁLISE DO NÚMERO DE DESEMPREGOS FORMAIS DE JANEIRO DE 2004 A DEZEMBRO DE 2014 NO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL-BRASIL

Tabela 1 - Medidas descritivas do número de desligamentos no RS, por setor..... 77

Tabela 2 - Número de pessoas admitidas, desligadas e saldo por setor, no RS..... 80

ARTIGO 2 - MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS APLICADOS NO EMPREGO FORMAL NA REGIÃO SUL DO BRASIL

Tabela 1 - Análise descritiva do emprego formal por setores de atividade econômica na região Sul do Brasil de 05/2003 a 12/2014..... 95

Tabela 2 - Testes de estacionariedade por setor de atividade econômica..... 98

Tabela 3 - Modelos de previsão do emprego formal por setor de atividade econômica nos estados do Sul do Brasil..... 99

Tabela 4 - Ajuste de previsão do emprego formal por setor de atividade econômica nos estados do Sul do Brasil com base nos dados fora da amostra..... 101

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	25
1.1	PROBLEMÁTICA	27
1.2	JUSTIFICATIVA E IMPORTÂNCIA DA PESQUISA	28
1.3	OBJETIVOS	28
1.3.1	Objetivo geral.....	28
1.3.2	Objetivos específicos	29
1.4	DELIMITAÇÃO DO TEMA	29
2	REVISÃO DE LITERATURA	31
2.1	EMPREGABILIDADE MUNDIAL	31
2.2	MERCADO DE TRABALHO E EMPREGABILIDADE NO BRASIL	33
2.2.1	Empregabilidade	41
2.3	SETORES DE ATIVIDADE ECONÔMICA	43
3	ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS	45
3.1	CONCEITOS E APLICAÇÃO	45
3.2	MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS	45
3.2.1	Estacionariedade	47
3.2.2	Testes de estacionariedade	49
3.2.2.1	<i>Dickey – Fuller Aumentado (ADF)</i>	49
3.2.2.2	<i>Teste KPSS</i>	51
3.2.3	Função de autocorrelação (FAC)	53
3.2.4	Função de autocorrelação parcial (FACP)	54
3.2.5	Modelos ARIMA	55
3.2.5.1	<i>Identificação de modelos ARIMA</i>	58
3.2.5.2	<i>Estimação de modelos ARIMA</i>	59
3.2.5.3	<i>Diagnóstico de modelos ARIMA</i>	62
3.2.5.4	<i>Critérios de seleção</i>	63
3.2.5.5	<i>Modelagem de série sazonal- modelo SARIMA</i>	64
3.2.5.5.1	Testes para sazonalidade	65
3.2.5.6	<i>Previsão</i>	66
4	MATERIAIS E MÉTODOS	69
4.1	CARACTERÍSTICAS DA COLETA DE DADOS	69
4.2	ANÁLISE DE DADOS	70
5	ARTIGO 1: ANÁLISE DO NÚMERO DE DESEMPREGOS FORMAIS NO RIO GRANDE DO SUL	73
6	ARTIGO 2: MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS APLICADOS AO NÚMERO DE EMPREGOS FORMAIS NA REGIÃO SUL DO BRASIL	87
7	DISCUSSÃO	113
	CONCLUSÃO	115
	REFERÊNCIAS	117

1 INTRODUÇÃO

Desde o início do século XX ocorrem grandes transformações em caráter global que tornam o ambiente mais competitivo, gerando impactos sobre a vida das pessoas, das organizações e da sociedade. De um lado o acirramento da competição a qualquer custo, inerentes ao capitalismo e, de outro, o trabalhador cidadão em constante busca de ocupação e emprego.

A evolução das relações de trabalho são abordadas desde o período em que o homem iniciou a escravizar outros com interesse de conquista, muitas vezes utilizando-se da força e uso de armas. A Revolução Industrial, principiada na Inglaterra, em meados do século XVIII, deflagrou transformações importantes na vida e trabalho das pessoas, uma vez que o emprego estava ganhando forma através da estruturação de turnos, remuneração e garantia de continuidade. No entanto, devido a não consolidação das condições de vida destes trabalhadores, houve intervenção do parlamento inglês com pedido de regulamentação do trabalho, constituindo-se as frentes sindicais (IEE, 2005, p. 48).

Não obstante, no Brasil, é evidente a luta por emprego e condições humanas no trabalho. Barbosa (2008) relata que, desde meados de 1875, no país, o trabalho livre era operado por mercados de trabalho fragmentados e regionais, no qual o imigrante assalariado destacava-se em setores específicos, nos locais de maior concentração industrial ou estava vinculado ao trabalho em pequenas propriedades rurais no sul do país. Entre a cidade de São Paulo e Distrito Federal, em 1920, havia um percentual de 40% do total de operários assalariados na indústria. No restante do país, predominantemente rural, o emprego assalariado era um fenômeno escasso.

Concomitante, o trabalho infantil era trivial. Por conseguinte, o Decreto nº 1313, em 1891, expunha tentativas de regulamentação do trabalho para proteção de menores, no entanto foi apenas em 1921 que foi criada a Inspeção do Trabalho, estrutura inspeccional incipiente restringida ao Rio de Janeiro. Com a reforma constitucional de 1926, estabeleceu-se a competência da União para legislar sobre o assunto.

Em 1930 a economia girava em torno da produção de café, e, muitas relações trabalhistas se aproximavam ao nível de escravidão. Foi então que Getúlio Vargas, o presidente na época, criou o Ministério do Trabalho, Indústria e Comércio através do Decreto 19.433, de 26/11/1930, com a função de fiscalizar o cumprimento de leis sobre acidentes laborais, jornada, férias, organização sindical e trabalho de mulheres e menores. Um ano

depois, foram criadas as inspetorias regionais nos estados da federação, posteriormente transformadas em Delegacias Regionais do Trabalho (AFITEPE, 2013).

Neste cenário de lutas por direitos no trabalho surgiu, em 1943, a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), com alusões à sanidade e garantias no trabalho, contudo, com uma grande barreira burocrática, visando à arrecadação de impostos, incentivando implicitamente a economia informal.

A partir disso, em seus estudos, Bégni (2006) observou que a mão-de-obra brasileira, remunerada ou não, cresceu de 15,8 milhões de trabalhadores em 1949 para 64,6 milhões no ano 2000. Com dados desde 1949, tinha-se a previsão de que em 2010 no Brasil, existiriam 71,1 milhões de trabalhadores e que, no período 1949/2010, ocorreria um aumento de quase 350% no emprego além de um crescimento do PIB em quase 20 vezes.

Porém, em 2010, o mundo passava por uma crise global que atingia principalmente os países centrais do Norte, acarretando a “erosão do trabalho contratado e regulamentado”, sendo este substituído por formas de empreendedorismo, trabalho voluntário, cooperativismo que mascaram a auto exploração do trabalho. Presenciou-se neste período o aumento de desemprego em escala global. A Organização Internacional do Trabalho (OIT) havia projetado para 2010, 50 milhões de desempregados. Na China, em 2010, 26 milhões de ex-trabalhadores rurais perderam seus empregos. Nos EUA, Inglaterra, Espanha, Grécia e Portugal os índices de desemprego foram os maiores das últimas décadas (ANTUNES, 2010).

De acordo com o Panorama Laboral, elaborado pela OIT (2014), a desaceleração econômica na América Latina e Caribe evidencia sérios impactos no mercado de trabalho, pois poucos empregos estão sendo criados, decaindo em 0,4%, o que significa uma redução em torno de um milhão de empregos. Tal fato se deve principalmente às consideráveis reduções que ocorreram no Brasil, México e Argentina, que representam juntos um total de 65% da população economicamente ativa (PEA) da região. Em dezembro de 2014, aproximadamente 15 milhões de pessoas na América Latina e Caribe estavam em situação de desemprego. Para 2015, previa-se que o crescimento da economia nesta região estaria em torno de 2,2% e no Brasil, o crescimento de aproximadamente 1,4%. Contudo, devido ao declínio neste crescimento, estimou-se que o desemprego aumentaria de 6,1% em dezembro de 2014 para 6,3% em 2015, indicando cerca de 500 mil novos desempregados na América Latina e no Caribe.

Sendo assim, é notória a importância da obtenção de dados do mercado de trabalho e da evolução do emprego, pois configura a retratação da realidade e subitamente apresenta a especificidade da inserção laboral, assim como as vagas abertas ou que deixaram de existir, o

que é defendido por Sarantis e Swales (1999), visto que os ciclos econômicos e os efeitos da economia impactam de forma diferenciada em cada região.

Deste modo, com o intuito de acompanhar a evolução do emprego formal, a proposta desta pesquisa foi a utilização de modelos de previsão de séries temporais, sendo que a literatura sobre o uso de modelagem matemática e previsão em séries históricas é extensa e pode ser encontrada em Maddala (1992), Hamilton (1994), Enders (1995), Intriligator et al. (1996), Hill et al. (1999), Gujarati (2004), Patterson (2000), entre outros.

Assim, a partir de informações obtidas junto ao Ministério do Trabalho e Emprego, nesta pesquisa apresenta-se uma análise da evolução do emprego formal em setores de atividade econômica do IBGE na região Sul do Brasil, que compreende os estados Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná.

Com o intuito de atender o propósito desta pesquisa, a mesma está estruturada em seis capítulos. O primeiro capítulo é a introdução, onde se contextualiza o tema proposto para o estudo, se expõe a formulação do problema, o objetivo geral e os objetivos específicos, a justificativa, a delimitação do tema e a estrutura do trabalho. No segundo capítulo apresenta-se o referencial teórico referente à atual situação da empregabilidade mundial, o desenvolvimento do mercado de trabalho no Brasil e aos setores de atividade econômica abordados nos dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados - CAGED. No terceiro capítulo se expõe os modelos de séries temporais e se caracteriza a metodologia de Box- Jenkins. No quarto capítulo estão descritos os materiais e métodos utilizados na pesquisa e na coleta dos dados. No quinto capítulo, é apresentado um artigo introdutório onde é exposta descritivamente a situação dos desligamentos no emprego formal em todos os setores de atividade econômica no estado do Rio Grande do Sul e, no sexto capítulo, os resultados da modelagem de séries temporais realizada por meio de um segundo artigo sobre o estudo das admissões do emprego formal nos três estados da região Sul do Brasil. Na última seção está a discussão conjunta dos artigos e, por fim, são estabelecidas as conclusões.

1.1 PROBLEMÁTICA

É possível encontrar por meio de séries de tempo um modelo matemático que se ajuste ao comportamento do emprego formal por setor de atividade econômica?

Um bom modelo matemático para cada setor do emprego formal permite observar as oscilações ocorridas no mercado de trabalho bem como realizar previsões futuras.

Acredita-se que a metodologia de Box e Jenkins comporte as séries temporais do emprego formal por setor de atividade econômica em cada estado da região Sul do Brasil de modo que os modelos ajustados evidenciem comportamento semelhante aos dados reais e possam ser úteis, auxiliando na tomada de medidas e decisões por parte de órgãos competentes a este setor da economia.

1.2 JUSTIFICATIVA E IMPORTÂNCIA DA PESQUISA

O Brasil, assim como outros países, tem passado por diversas fases e transições desde o início da industrialização.

O avanço do capitalismo e a inserção de tecnologias, contribuíram com maior produtividade e abertura ao mercado externo. Ocorreu também neste período a privatização de estatais, que fizeram com que muitos cargos de emprego deixassem de ser criados, assim como a informalidade aumentou. Para superar tal situação e retomar o crescimento, medidas e ações políticas e econômicas tiveram que ser ajustadas. Desse modo, o País retomou o crescimento, embora lento, reduzindo os índices de desemprego.

Assim, torna-se de fundamental importância a análise de dados do mercado de trabalho, bem como a evolução do emprego regional por setores, que configura a retratação da realidade local.

Nesse sentido, esta pesquisa pretende contribuir de forma a apresentar as oscilações ocorridas em relação ao mercado de trabalho, levando em conta a oferta e ruptura das vagas de empregos, a partir de dados mensais referente à evolução do emprego formal por setores de atividade econômica.

1.3 OBJETIVOS

1.3.1 Objetivo geral

Analisar e prever o comportamento dos indicadores de emprego formal por setor de atividade econômica na região Sul do Brasil, por meio do ajuste de modelos de séries temporais.

1.3.2 Objetivos específicos

Com a finalidade de auxiliar a atingir o objetivo geral desta pesquisa, foram estipulados alguns objetivos específicos que seguem:

- Coletar dados referentes ao emprego e por setor de atividade econômica dos três estados pertencentes à região Sul do Brasil;
- Avaliar, tratar estatisticamente e comparar os dados referentes a cada estado;
- Apresentar os modelos que melhor ajustem estes dados e, a partir disso, fazer previsões em relação ao número de pessoas empregadas formalmente por setor de atividade econômica em cada estado.

1.4 DELIMITAÇÃO DO TEMA

Delimitou-se ao estudo da evolução do emprego formal em valores absolutos (e não taxas, pois os dados são assim disponibilizados) em três estados no Brasil: Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná. Foram analisados os oito setores de atividade econômica (extrativa mineral, indústria de transformação, serviços industriais de utilidade pública, construção civil, comércio, serviços, agropecuária e administração pública) por meio de estatística descritiva no estado do Rio Grande do Sul, no período compreendido entre janeiro de 2004 e dezembro de 2014. Do mesmo modo, além da análise descritiva, utilizou-se da metodologia de modelagem de Box e Jenkins, em quatro dos oito setores de atividade econômica: construção civil, comércio, indústria de transformação e serviços, que configuram os setores com maior quantitativo absoluto de empregos nos três estados considerados, no período entre maio de 2003 e dezembro de 2014. Os três estados foram selecionados pela proximidade geográfica e, porque, possuem características similares em suas economias.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A atual e complexa crise econômica e financeira é reconhecida e tem sido objeto de estudo em todo o mundo. Países da Europa, particularmente, têm sido afetados significativamente em relação à oferta de emprego e altos índices de desemprego quando comparados a países em desenvolvimento (MANJAVACAS et al., 2014).

No Brasil, nos últimos anos, o crescimento do emprego aconteceu em todas as faixas etárias e segmentos, no entanto em trabalhadores com mais de 30 anos foi mais intenso e o desemprego destas pessoas diminuiu. Isto se deve talvez, à diminuição do ritmo de crescimento da população economicamente ativa (PEA) e também é menor o crescimento da quantidade de pessoas com idade inferior à 30 anos. Além disso, a população adulta é mais resistente à exploração, se estabelecendo por mais tempo nos setores de atividade econômica. Todavia, se pode afirmar que os fluxos de saída e entrada no mercado de trabalho são sazonais ou cíclicos, pois acompanham as variações estruturais na economia local e mundial (BALTAR, 2014).

Entretanto, o decréscimo das taxas de desemprego tem levado a alguns economistas a apontarem a proximidade do pleno emprego no país. Este fato é defendido pela oferta de vagas qualificadas no país que muitas vezes estão sendo preenchidas por imigrantes mais especializados. Contudo, a precariedade existente no mercado de trabalho instiga outros estudiosos a considerarem esta uma situação longe de acontecer (KON, 2013).

Este capítulo procurará investigar a evolução econômica, política e social no Brasil e no mundo, de modo a conhecer melhor o mercado de trabalho e entender como se deu a evolução do emprego em diferentes setores, as principais causas e consequências dos acontecimentos marcantes na história. A primeira seção deste abordará aspectos atuais do emprego e desemprego mundiais, a seção seguinte contemplará um histórico do mercado de trabalho e empregabilidade no Brasil, e, em uma subseção dentro desta, aspectos proeminentes dos setores de atividade econômica do país serão traçados.

2.1 EMPREGABILIDADE MUNDIAL

A população mundial está crescendo e envelhecendo. Estima-se que este fato, impactará significativamente o mercado de trabalho no futuro. Apesar da projeção da expansão da força de trabalho na próxima década, esta não será uniforme em algumas regiões do mundo. Espera-se que a população economicamente ativa aumente em 1 bilhão em um

futuro próximo, contudo, tal explosão acontecerá principalmente na Ásia e na África (JANTA et al., 2015).

Além disso, para os mesmos autores, especialistas dividem opiniões em relação ao mercado de trabalho e ampliação de vagas de trabalho nestas regiões, metade acredita em uma probabilidade pequena de postos de trabalho atenderem à demanda, enquanto a outra metade tem expectativa da disposição de vagas suficientes de emprego para suprir este crescimento. Entretanto, Leguizamón (2007) salienta que a pobreza e a concentração da riqueza nas mãos de poucos, amplia a desigualdade e salienta que a África é considerada um dos locais de maior pobreza assim como a América Latina e Caribe concentram maior percentual da população menos favorecida.

Contudo, a OIT (2014) expõe a atual situação no contexto econômico e evidencia que o crescimento econômico mundial aparenta ter alcançado um patamar com menores taxas que aquelas existentes antes da crise. No entanto, este crescimento continua impulsionado, sobretudo pelos países em desenvolvimento, principalmente na Ásia, enquanto o Estados Unidos estabiliza sua recuperação. Embora os países da União Europeia estejam saindo da recessão, o crescimento observado ainda é muito baixo e enfraqueceu sua principal economia, a Alemanha. Em 2010, início da recessão da crise global, a média mundial do PIB alcançou um aumento de 5,4%, porém, apresentou uma desaceleração em 2012, com isso, no ano de 2014, estimou-se que o aumento fora de somente 3,3%. Entretanto, pode-se dizer que o crescimento mundial está acontecendo, mas ainda é considerado lento. Contudo, ainda em 2014, países da Comunidade dos Estados Independentes - CEI tiveram um decréscimo significativo, resultado das tensões entre Ucrânia e Rússia. Os países da América Latina e Caribe continuaram sofrendo queda em sua economia, de 2,7% em 2013 para 1,3% em 2014.

Conforme Sá (2014), uma das consequências deste panorama reflete no aumento do desemprego. Este é um tema necessariamente preocupante pelos números que apresenta e as consequências que acarreta. A economia de cada país é responsável pela atual situação a qual está passando, pois são resultados de medidas adotadas ao longo do tempo, neste sentido, o desemprego pode ser considerado como uma das principais fraquezas de um país.

No caso do Estados Unidos, que apesar de níveis mais altos de crescimento, em setembro de 2014 ostentava uma taxa de 5,9% de desemprego, visto que a austeridade monetária e inflação influenciaram diretamente os níveis de desemprego. Apesar da queda nas taxas de desemprego, o aumento do salário médio neste país não foi impulsionado. A China, um dos motores do crescimento global, elucida projeções que sugerem ligeira queda na economia. Países como Japão e alguns pertencentes à União Europeia- UE obtiveram pequeno

crescimento econômico, contudo dos países afetados pela crise, apenas a Itália permaneceu em recessão (-0,2%). Nos países afetados pela crise, a taxa de desemprego caiu de 11,9% em 2013 para 11,6% em 2014 (OIT, 2014).

Porém, a evolução da taxa de desemprego na UE não pode ser considerada satisfatória e é difícil traçar um cenário positivo em relação ao mercado de trabalho. Em 2012, a Espanha tinha 25% da sua PEA desempregada, seguida pela Grécia com 24,3% e Portugal com 15,9%. Neste mesmo ano, a taxa média de desemprego de todos os países desta região foi de 10,6% e os países com menor taxa de desemprego são a Áustria, Luxemburgo e a Holanda com 4,3%, 5,1% e 5,3% respectivamente (SÁ, 2014).

Todavia, a OIT coloca que Estados Unidos e UE estão se recuperando da crise do desemprego. Na China a taxa permanece em 4%, ligeiramente superior à taxa apresentada no Japão. Já em países da América Latina e Caribe, a perda de dinamismo no crescimento do PIB, impactou na subleve queda das taxas de emprego e a taxa de crescimento de emprego é menor que a taxa de crescimento da População em Idade Ativa - PIA, no entanto, isto não implicou no aumento da taxa de desemprego nestes países.

Porém, Janta et al. (2015) aponta que dificuldades encontradas tendem a desencorajar as pessoas na procura por trabalho e, conseqüentemente, estas pessoas podem tornar-se economicamente inativas e mascarar a real situação da evolução do desemprego.

2.2 MERCADO DE TRABALHO E EMPREGABILIDADE NO BRASIL

Pode-se afirmar que a atual situação em que se encontra o mercado de trabalho no Brasil, provém de transformações econômicas iniciadas na década de 1970, com o fim do modelo fordista de produção. A flexibilização existente hoje no mercado de trabalho, assim como as exigências aos trabalhadores, de responsabilidade da evolução do capitalismo, provocou a inserção atenuante de tecnologias, expansão do setor de serviços, crescimento da informalidade e desse modo, a empregabilidade se tornou preocupação constante. Contudo, esta discussão muitas vezes é avaliada como neoliberal, de modo a delegar a responsabilidade pelo emprego ao próprio trabalhador (HELAL; ROCHA, 2011). A fim de entender melhor a ocorrência destes acontecimentos, esta seção, abordará fatos históricos que contribuíram com o desenvolvimento do mercado de trabalho e atual conjuntura do emprego no Brasil.

A relação de trabalho no Brasil iniciou-se no período do Brasil colônia, com a entrada de escravos pelo Atlântico Sul, principiando um peculiar mercado de trabalho. Os escravos trabalhavam na terra, produzindo renda aos seus senhores e também executavam obras de

construção e melhoramentos de locais em períodos de crise. O pagamento por mão-de-obra inviabilizava o negócio. De modo a produzir para o capitalismo, tornava-se necessária a oferta violenta e forçada de trabalho. Tão logo, o escravo passou a ser moeda de troca visto que representavam 1/5 dos investimentos da produção açucareira, de tal modo que os mercadores detinham o papel de banco, expandindo crédito e conquistando dívidas que se convertiam em propriedades (BARBOSA, 2003).

Desde seu período colônia até 1808 e império até 1889, quando tornou-se república, o Brasil apoiava-se na escravidão. Essa época foi marcada por intensas transformações políticas e sociais, mas a economia ainda se organizava em torno da produção de café, açúcar e algodão para fins de exportação para o mercado europeu (THEODORO, 2005). No período do império, duas leis foram criadas com o intuito de tornar o trabalho livre. Em 1850, uma lei definiu propriedade privada das terras ocupadas, assim os indivíduos que passassem ao trabalho livre eram impedidos ao acesso à terra para se ocuparem, sendo obrigados à subordinação ao trabalho, e, em 1879, o regime de colonato garantia ao proprietário da terra romper o contrato de trabalho de modo rigoroso (DEDECCA, 2005).

Com o fim da escravidão em 1888 e aumento da imigração europeia no país, concretizava-se um novo cenário no mercado de trabalho. A população em 1890, no Brasil, era de 16,5 milhões de habitantes e destes, 1,1 milhões eram imigrantes. Até 1920, presenciava-se o crescimento da industrialização e concentração desta principalmente em São Paulo e no Rio de Janeiro (THEODORO, 2005).

Em 1920, a população total do Brasil chegou a 30.635.605 e a PEA era de 9.566.822 (recenseamento do Brasil 1920). Naquela época, a situação da população sem trabalho não era considerada desemprego, pois naquele período o assalariamento ainda não era generalizado (BARBOSA, 2008). A desocupação pode ser comparada ao que hoje se denomina desemprego oculto, que pode ser definido como a situação de desemprego e procura por trabalho combinada com execução de trabalhos ocasionais. Já no desemprego oculto pelo desalento, devido à dificuldade de encontrar emprego, o trabalhador deixa de procurar trabalho em período recente (GARCIA; GONZAGA, 2014).

O preconceito existente naquele tempo entre os empregadores fez com que estes evitassem a mão-de-obra brasileira e de ex-escravos, que procuravam ocupar-se com atividades corriqueiras. A preferência se dava aos trabalhadores imigrantes, pois eram brancos, pobres e pouco exigentes. Estes imigrantes estavam iniciando parte da pequena burguesia nacional. Todavia, eram os empregadores que definiam o mundo do trabalho, fixando a remuneração de acordo com regulamentos internos, inclusive de acordo com o sexo

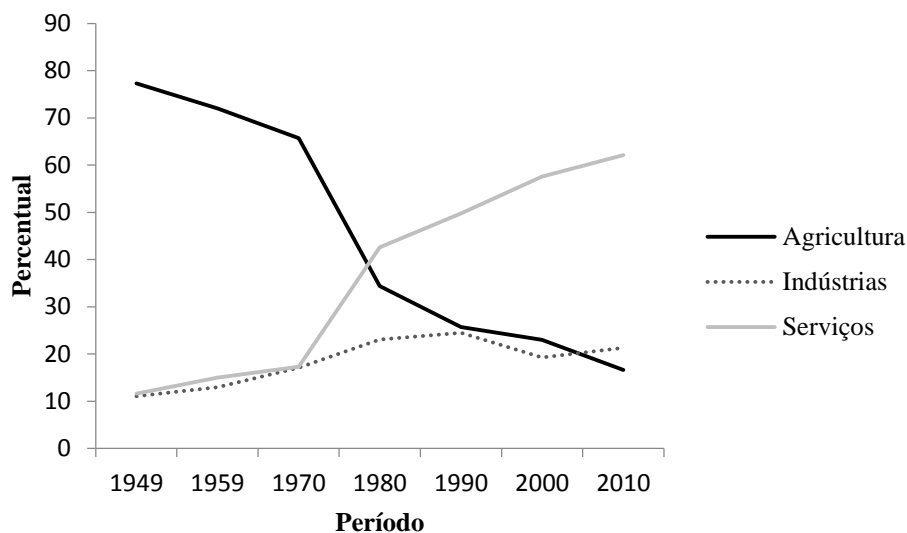
e a idade, em última instância ficaria a cargo dos sindicatos, pois sua situação era tão instável como o mercado o qual faziam parte. Os contratos eram verbais e não havia direitos, como descanso remunerado ou auxílio doença ou limitação de carga horária da jornada de trabalho aos trabalhadores. Estes, como precaução de situações inesperadas, recorriam à poupança voluntária. Pode-se dizer que no período pré-1930, o mercado de trabalho do país caracterizava-se por extrema flexibilidade da mão-de-obra, sem obrigações contratuais pelos empregadores e salários em desequilíbrio (BARBOSA, 2008).

Subsequente a 1920, na década de 1930, o Brasil iniciou uma sucessão de transformações econômicas que refletiram no mercado de trabalho. O Estado propunha políticas de estímulo e proteção à atividade econômica, e, nesse sentido, com o fim da imigração europeia, trabalhadores brasileiros ganharam espaço, inclusive as mulheres se destacavam em diversas profissões. A acumulação de capital se internalizava a partir de São Paulo e se expandiu ao resto do país. A migração então passou a ser interna, entre estados e rural para urbana, principalmente para as regiões em maior expansão industrial. O Brasil passava por um processo de modernização econômica. Este período foi marcado pela regulamentação do trabalho. Contudo, o emprego, desemprego e subemprego ainda não estavam moldados, o assalariamento contemplava a poucos e o desemprego não era protegido (DEDECCA, 2005; THEODORO, 2005).

Quanto à ocupação da população em 1940, Dedecca (2005) destaca que o setor agrícola detinha menor proporção, enquanto o grande setor não agrícola empregava maior parte dos ocupados. No entanto, em relação à distribuição do emprego, Bêrni (2006) apresentou a classificação setorial do emprego da mão-de-obra de 1949 a 2010, no qual se desenha a transformação estrutural na economia brasileira, com representativa mudança entre Agricultura e Serviços, no que tange a geração de empregos (Figura 1). A previsão apontou a existência de menos de 12 milhões de empregos no setor rural no país¹.

¹ Bêrni (2006) apresentou o setor Indústrias decomposto em: extrativa mineral, transformação, transformação de bens de produção, transformação de bens de consumo durável, transformação de bens de consumo não durável, serviços industriais de utilidade pública e indústria da construção.

Figura 1 – Percentual de empregados por setor de atividade econômica no Brasil, 1949/2010.



Fonte: Adaptado de BÊRNI 2006

Na década de 1950, em seu segundo governo, com o intuito de promover o avanço da economia, o então presidente, Getúlio Vargas, aplicou investimentos de modo estratégico em petróleo, siderúrgica e eletricidade, pois idealizava um crescimento vertical na indústria, e nesse período buscou aliança com o Estados Unidos. Porém, com o advento da Guerra Fria e o conflito na Coreia, a colapso nas contas externas se agravaram, e ainda, a escassez de energia elétrica em alguns estados, resultaram em greves operárias e crise política no Brasil, que culmina com o suicídio de Vargas (CAPUTO; MELO, 2009).

Segundo os mesmos autores, o processo de industrialização persistia, contudo, era necessário atrair capital estrangeiro e foi após a Segunda Guerra Mundial que empresas multinacionais adentraram no país, além de favorecidas por meio de políticas tarifárias, essas empresas detinham um comportamento de monopólio.

A partir de então, durante as décadas de 1960 e 1970, o crescimento econômico estava limitado, o Brasil estreitou relação com outros países, porém tornou-se dependente do capital estrangeiro. Neste momento de repressão, ocorreu redução considerável no salário dos trabalhadores, diminuindo o poder de compra e favorecendo a inserção das mulheres no mercado de trabalho. A racionalidade da ditadura militar com o intuito de obter controle político, social e econômico, todavia, beneficiava somente a burguesia industrial e financeira, principalmente na região Sudeste. Desse modo, as associações operárias perderam espaço, ocasionando aumento da desigualdade. No entanto, foi anunciado um amplo crescimento da

economia, intitulada como o “milagre econômico brasileiro”, contudo este crescimento se deu de forma desigual (BONINI, 2008).

As mudanças ocorridas com a dinâmica capitalista a partir da década de 1970, como o fim do fordismo e a crise salarial, alteraram o mercado de trabalho e a vida dos trabalhadores. O grandioso processo de desenvolvimento urbano e industrial do Brasil não assegurou condições assalariadas estáveis e contratos de trabalho regulares legais aos trabalhadores. O excesso de mão-de-obra contribuiu com essa precariedade, principalmente em pequenos comércios e serviços pessoais e domésticos. Até a década de 1980, o país desenvolvia-se de modo surpreendente, o PIB evoluía significativamente, o aumento da produção viabilizou a criação de novos empregos, refletindo na migração rural para urbana, propiciando maior qualificação e oportunidades de emprego formal à população (CARVALHO, 2011).

O crescimento moderado do PIB a partir da década de 1980 evidenciou a taxa de desemprego no Brasil. Além disso, destaca-se ainda que a partir dos anos de 1990, a abertura comercial e financeira e a privatização de algumas estatais contribuíram com o avanço da proporção de empregos desprotegidos pela legislação, informalidade do trabalho assalariado e ampliação do desemprego aberto (relação entre o número de pessoas desocupadas e a PEA) (BALTAR, 2014).

De acordo com o IBGE, no período entre 1986 e 1996, o crescimento do desemprego foi considerável, porém, se comparável a outros países, o Brasil possuía um dos menores índices. Contudo, no mesmo período em pesquisa realizada pela Fundação Sistema Estadual de Análises de Dados - SEADE, o Brasil perdia apenas para a Espanha neste quesito. Para o IBGE, foram considerados desempregados os sem ocupação que procuraram empregos na última semana e para o SEADE, a referência é o momento de um mês. Tendo em vista os principais setores da economia (indústria, construção civil, comércio, serviços, agropecuária e outros), destaca-se que entre 1986 e 1993, a distribuição de empregos na indústria caiu de 37,46% para 19,99%, assim como a construção civil e serviços também reduziram seu percentual de empregos, houve aumento no comércio (12,33% para 17,54%), na agropecuária (0,08% para 8,3%) e outros setores de 0,54% para 20,32%. Assim, conclui-se que o aumento da produtividade e inovação tecnológica nas indústrias não acarretou em criação de novos postos de trabalho neste setor (BARBARA, 1999).

Pode-se dizer que na década de 1990, a desaceleração da economia e aumento da inflação provocaram mudanças estruturais políticas e econômicas e amplo programa de privatizações, com o intuito de estabilizar o mercado. Esta situação gerou instabilidade, enfraqueceu a produção, com processo tendencioso à desindustrialização, e, como

consequência, desestruturou o mercado de trabalho, ampliando a informalidade, aumentando o desemprego e reduzindo salários. Ainda, a inserção de tecnologias limitou a geração de novos empregos, provocou maior competitividade e maior abrangência da mulher no mercado de trabalho (CARVALHO, 2011).

Tendo em vista as transformações globais e o surgimento do método fordista, em que a produção direciona o consumo e o método do toyotismo só se produz o que é pedido, no Brasil, estas modificações ocorreram posteriormente em relação a outros países, transparecendo mais a partir da década de 1990, onde também, neste período o país entrou em processo de industrialização e abriu as portas para uma economia competitiva. Esta situação implicou no aumento da produtividade, mas também contribuiu com a diminuição de muitos postos de trabalho ampliando a economia informal (BARBARA, 1999).

Sendo assim, com o intuito de viabilizar o combate à inflação, após a crise da década de 1990, considerou-se a necessidade de um superávit primário. Logo, provocou-se o aumento da arrecadação de impostos e contribuições sociais, o que favoreceu a ampliação da formalização de empreendimentos e contratos de trabalho (BALTAR, 2014). Para Barbara (1999), as mudanças ocorridas na década de 1990 objetivaram o aumento da produtividade, no entanto, o aumento de empregos não foi correspondente. Colocava-se que a entrada no mercado de trabalho aconteceria com a qualificação ou requalificação adequada. Aqueles que estavam empregados, receosos de ficarem desempregados, procuravam manter sua posição a qualquer custo, de modo individual, originando assim o enfraquecimento das forças sindicais.

O advento do Plano Real, ocorrido em 1994, necessário para a estabilidade da economia, resultou em implicações importantes para a diminuição dos índices de pobreza, contudo, a política monetária acarretou aumento nas taxas de desemprego. A abertura comercial ocorrida neste período, que incidiu em avanços tecnológicos, além da não conclusão das reformas trabalhistas, tributárias e previdenciária, determinou contração nas vagas de emprego, ampliando também a informalidade. Ainda neste período, pessoas com baixa escolaridade foram excluídas do mercado de trabalho e o aumento da PEA dificultou a inserção formal destes indivíduos no mercado (CAHAD, 2003).

Apesar disso, após a desvalorização do real em 1999 e o crescimento econômico internacional a partir de 2003, alavancou a economia brasileira e o número de pessoas ocupadas legalmente cresceu em passo acelerado. Além disso, o alto valor das *commodities* estrangeiras nos anos 2000 auxiliou na economia, mantendo baixa a inflação (BALTAR, 2014). Foi a partir do ano 2000 que as oportunidades ocupacionais cresceram em igual participação apontada em 1950. Contudo, o desemprego que anteriormente concentrava-se em

uma população específica, como mulheres, jovens e trabalhadores com pouca escolaridade, tornou-se estrutural, atingindo todos os segmentos (CARVALHO, 2011).

A taxa de desemprego em 2003, no Brasil, ficou em torno de 1,5 vezes superior à registrada em 1995 (FRAGA; DIAS, 2007). No entanto, Baltar (2014) coloca que os dados da Relação Anual de Informações Sociais - RAIS apresentaram um crescimento do emprego de 3% em 2003 para o crescimento de apenas 1% do PIB, ainda, tal fato se deve à entrada de novos estabelecimentos na RAIS, pois aqueles que já faziam parte tiveram aumento relativamente pequeno.

Avaliando a taxa média de desemprego, no período entre 1995 e 2003, obteve-se 10,27%, com valor máximo de 24,56% e mínimo de 4,26%, porém, essa diferença pode ser atribuída a aspectos geográficos, políticos e culturais (FRAGA; DIAS, 2007).

Uma evolução mais favorável, com a retomada do crescimento econômico, maior atuação do Ministério do Trabalho e da Justiça do Trabalho e também ampliação das vagas de emprego, principiou-se em 2004, apesar de insuficiente para reverter o quadro anterior do desemprego (CARVALHO, 2011).

Segundo Baltar (2014), a partir de 2004, ocorreu certo crescimento formal do emprego, e, pode ser atribuído a diversos fatores: o aumento da despesa social pública em relação ao PIB, que passou de 19,2% em 1995 para 25,2% em 2010, situação que alavancou o compasso da atividade econômica; a demanda de crédito mais intensa que a evolução do PIB, de 36,1% em 1995 e alcançou 50,9% em 2012; em terceiro, o superávit de outros países contribuindo com a expansão das exportações e mercado interno e conseqüentemente, contratação de novos empregados; a retomada da economia após a inserção do Simples (um regime compartilhado de arrecadação, cobrança e fiscalização de tributos aplicável às Microempresas e Empresas de Pequeno Porte) e por fim o aumento no rigor da fiscalização do Ministério do Trabalho e Emprego - MTE de modo a ampliar a formalidade nos contratos de trabalho. Pode-se afirmar que este intenso crescimento do emprego ocorreu em um momento favorável da economia.

É previsível afirmar que nesta época, as relações entre empregador e empregado desenvolveram um sistema mais enxuto e flexível se comparada com períodos do início da industrialização. Contudo, políticas positivas nas empresas, por vezes afetam o psicológico dos trabalhadores e gera insegurança em relação à estabilidade no emprego. Como consequência, ocorre o enfraquecimento das forças sindicais, pois a competitividade torna-se mais expressiva dentro das organizações (CASTELHANO, 2005).

Carvalho (2011) relata que no período entre 1997 e 2007, a oferta de mão-de-obra ampliou devido ao crescimento da PEA e o aumento da ocupação não foi satisfatório para reverter a situação degradada pelos anos anteriores. As principais regiões metropolitanas, com exceção de Salvador, obtiveram redução significativa dos postos de emprego na indústria. O setor de serviços e comércio apresentou maior ocupação em todas as regiões, com exceção da região metropolitana de Recife. Baseado em dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego-PED, o número de pessoas ocupadas assalariadas e com carteira assinada, neste período, aumentou nestas regiões do país, contudo, o maior índice registrado foi de 46% do total de ocupados, na região metropolitana de Porto Alegre. Em relação ao desemprego, o ano de pico nesta região, foi em 1999, em que o desemprego aberto atingiu 201 mil pessoas. Em relação as outras regiões, a região de Salvador registrou o maior índice de desemprego aberto em 2007, 13,8%, e o menor, 8,8% foi em Belo Horizonte. Ainda, no período entre 1997 e 2007, a PEA das regiões metropolitanas do país continuou aumentando e o número de trabalhadores na informalidade também, com exceção das regiões metropolitanas de São Paulo e Salvador.

Em dezembro de 2011, foi registrada uma taxa de desemprego de 4,7%, a menor taxa de desemprego desde 2002, fator que leva pesquisadores a pensar na possibilidade do pleno emprego no país, uma vez que segundo a OIT, quando as taxas de desocupação ficam abaixo de 3%, é considerado situação de emprego máximo. Entretanto, de acordo com a OIT, a avaliação do pleno emprego e trabalho decente de acordo com os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio-ODM, refere-se à taxa de emprego em termos do total da população. Além disso, destaca-se que as economias mais desenvolvidas tendem a observar um crescimento menor nos indicadores do emprego, enquanto países menos desenvolvidos apresentam maiores indicadores. Isso significa que, em países economicamente privilegiados, uma quantidade menor de indivíduos em situação de trabalho é suficiente para suprir as necessidades da população, enquanto nas demais, um percentual maior de pessoas que trabalhem de modo precário e com baixos salários são necessárias para a subsistência do país. Então, é necessário uma investigação transparente que represente a real situação da qualidade do mercado de trabalho, pois as informações quantitativas estimam as expectativa do pleno emprego no país (KON, 2013).

Esta autora destaca igualmente que, quando comparada as taxas de desemprego entre o Brasil e países desenvolvidos e o restante do mundo, a situação brasileira posiciona-se com a menor taxa em 2010 e 2012, onde em 2012 a taxa de desemprego no Brasil era 6% e a média dos países desenvolvidos era 8,5%.

Guimarães (2002) encontrou situação semelhante e verificou em sua pesquisa que, em 1998, a taxa de desemprego na França era 10,9%, no Japão 4,5% enquanto no Brasil era 7,6%. Contudo, a referida autora, coloca que esta situação encobre a realidade brasileira como a distribuição das pessoas ocupadas, segundo as categorias específicas de trabalho e ainda, uma parte pequena desta população encontra-se protegida pela lei, em condições favoráveis de empregos e salários condizentes.

Partindo desse pressuposto, as recomendações da 19ª Conferência Internacional dos Estatísticos do Trabalho-CIET, ocorrida em 2013, enfatizou a necessidade de “ampliar a visão sobre os mercados de trabalho”, pois, atualmente, o mercado de trabalho encontra-se complexo e heterogêneo (GARCIA; GONZAGA, 2014). Assim, se faz necessário avaliar com maior atenção as questões pertinentes ao emprego e desemprego no país.

2.2.1 Empregabilidade

Camargo e Reis (2005) observaram que, no Brasil, os índices de desemprego são maiores para as pessoas semiqualficadas, com algum grau de educação formal (entre 4 e 10 anos de estudo), do que para os trabalhadores sem qualificação e com pouca ou nenhuma educação formal. O mesmo ocorre em outros países da América Latina, contrastando com os países desenvolvidos, onde maior o nível de escolaridade apresenta menor o índice de desemprego. Tal acontecimento associa-se ao fato de trabalhadores não qualificados aceitarem tornarem-se empregados não-formais, devido à exigência e demanda por pessoas qualificadas, logo o desemprego aberto é maior para indivíduos semiqualficados, pois neste último caso, existe a incerteza da qualidade destes trabalhadores. Além disso, destaca-se que o desemprego é menor ao final de cada etapa de ensino, evidenciando um maior valor agregado em relação a uma etapa conclusa.

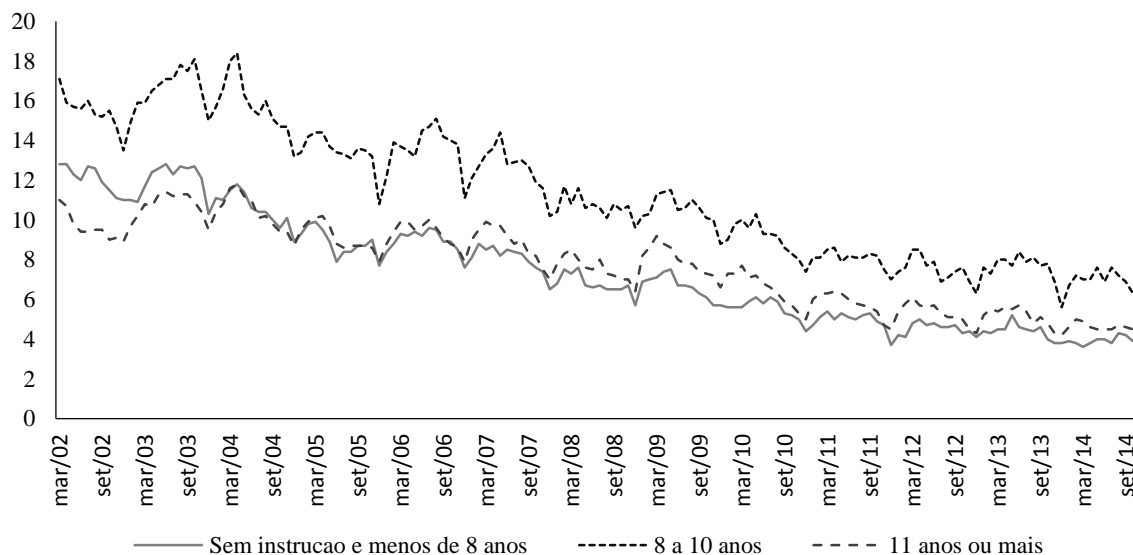
Fraga e Dias (2007) confirmam em partes esta relação. Utilizaram-se do modelo teórico de desemprego criado por Martson, em 1985, e aplicaram-no aos estados brasileiros, de modo a estimar o desemprego associado à escolaridade. A pesquisa caracterizou que a escolaridade menor que 4,5 anos tem efeito crescente no desemprego, e, escolaridade maior que 4,5 anos, apresenta efeito negativo sobre as taxas de desemprego, ou seja, relacionando matematicamente o desemprego e nível de escolaridade no Brasil e concluiu que, quando a escolaridade é baixa, as taxas de desemprego aumentam, assim como o maior tempo de escolaridade, evidencia taxas menores de desemprego. De acordo com os autores, maior

investimento na educação e incentivo às políticas de qualificação do capital humano nas demais regiões do país tendem a amenizar esta situação.

Apesar disso, baseado no modelo de assimetria desenvolvido por Arkelof, em 1970, Camargo e Reis (2005) desenvolveram um argumento que encontrou uma importante causa de desemprego, a assimetria de informações entre empregadores e trabalhadores. Partindo de seus resultados, com o intuito de minimizar este problema, os autores sugerem maior transparência no mercado de trabalho, partindo de um sistema de avaliação educacional unificado com informações seguras, bem como, a criação de instituições de reputação confiáveis de certificação dos cursos de qualificação realizados pelo trabalhador e ainda, um departamento comum de recursos humanos pelas empresas, de modo a restringir as a falta de informação entre os envolvidos e contribuindo então em maior contratação e redução do desemprego.

Em dados do IBGE de 2014 em relação à desocupação e escolaridade, verifica-se maior correspondência ao argumento desenvolvido por Camargo e Reis (2005), em que as taxas de desocupação são maiores para a educação intermediária (Figura 2).

Figura 2 – Taxa de desocupados (%) por escolaridade no Brasil março de 2002 a novembro de 2014.



Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do IBGE, 2014.

Não obstante, em seus estudos, Kon (2013) destaca que a real situação do desemprego no país é ocultada, pois a qualidade do emprego dos ocupados que servem de base para comparação no contexto mundial não são expostas, apenas os dados quantitativos são

divulgados e conclui que, apesar da redução nos índices de desocupação observados nos últimos anos, o pleno emprego no Brasil está longe de ser alcançado, pois a estrutura do mercado de trabalho é precária, existe grande número de informalidade, subocupação e salários reduzidos. Desse modo, a ocultação do verdadeiro diagnóstico dificulta ações necessárias de suporte ao trabalhador.

2.3 SETORES DE ATIVIDADE ECONÔMICA

Nesta seção se tem por objetivo ressaltar as principais características dos setores de atividade econômica, os quais, a partir de dados do CAGED, o MTE divulga o balanço mensal da evolução do emprego no Brasil.

Durante o período de 1950 a 1985, a industrialização no Brasil se deu de modo crescente e significativo, pois nessa época o processo de industrialização adquiria força com a instalação das indústrias de bens de consumo duráveis, bens de capital, insumos básicos e energia. A participação no PIB, pela indústria de transformação passou de 10,8% em 1952, para 27,2% em 1985. Contudo, no período subsequente, fatores como o choque do petróleo e aumento da dívida externa, aumento da inflação e crise financeira, o país iniciou o que se pode chamar de processo de desindustrialização, atingindo uma participação de apenas 13,1% no PIB em 2013. Apesar dos esforços do governo nos últimos quatro anos (2011-2014), o declínio da indústria de transformação continuou e, diversos fatores tiveram como consequência, perdas geração de empregos. O emprego formal neste setor, em 1985, detinha 27,1% do total das vagas formais no Brasil, enquanto que em 2013 apresentou somente 16,9% de participação (DEPECON, 2014).

A construção civil compreende serviços como preparação de terreno, instalação de materiais e obras de acabamentos necessários à construção do imóvel, obras de infraestrutura, retirada de entulho e serviços de paisagismo (IBGE, 2007). Informações levantadas pelo DEPECON (2014) apontam que em 2013 a construção representou 5,4% do PIB brasileiro e possuía 5,8% do total de estabelecimentos. Do ano de 2012 para 2014, obteve uma variação de 1,1% nas vagas de emprego (35.071 novos postos de trabalho) (BRASIL, 2014).

Em 2013, o setor de atividade econômica do comércio detinha 12,7% de participação no PIB brasileiro, ficando atrás apenas do setor de serviços. Em relação aos empregos formais, representava 19,3% do total de todos os setores (DEPECON, 2014). Apresentou variação de 2,3% em relação ao ano anterior, importando em 208.025 vagas (BRASIL, 2014).

As atividades de serviços, que inclui serviços de comunicação e informação, serviços profissionais, administrativos e complementares, transportes e correio constitui o setor de atividade econômica denominado de serviços (IBGE, 2014). O setor de serviços foi o principal contribuinte no PIB nacional em 2013, exibindo uma participação de 56,6% no PIB e responsável por 53,7% do total de empregos formais por setores da economia. Em relação ao crescimento na economia, dados do IBGE (2014), divulgados em fevereiro de 2015, colocam que no ano de 2014, este setor acumulou 6% de crescimento nominal em relação a 2013, resultado menor que apresentado em 2013 em comparação a 2012 que fora de 8,5%.

O setor de serviços industriais de utilidade pública - SIUP, que é composta pelo fornecimento de água, eletricidade e gás (IBGE, 2004) e, em 2013, representava 2,3% do PIB e 1% dos empregados formais no mesmo ano (DEPECON, 2014).

A atividade econômica extrativa mineral compreende toda a indústria de minerais metálicos e não metálicos, sendo bens básicos utilizados como matéria. Pode-se dizer que o Brasil possui grande potencial na extração mineral, porém a redução de investimentos para o conhecimento geológico a partir de 1970, de mais de um bilhão de dólares entre 1978 a 2001 no investimento da manutenção e capacidade produtiva fez com que seu aproveitamento fosse reduzido (DORILEO et al., 2010). Em 2013, o crescimento na geração de empregos fora de 0,8% (1.725 novas vagas) (BRASIL, 2014).

A administração pública é um subsetor dos serviços (IBGE, 2004), contudo compreende como setor isolado nos dados divulgados sobre a evolução mensal do emprego por setor de atividade econômica. A variação na oferta de empregos neste setor apresentou-se negativa do ano 2011 para 2012, com percentual de -0,1%, e saldo negativo de 1238 vagas. Já, do ano de 2012 para o ano de 2013, ocorreu um crescimento de 1,9%, representando um aumento de 17.254 postos de trabalho (BRASIL, 2013; BRASIL, 2014).

A agropecuária é o setor mais antigo de atividade econômica (IBGE, 2004) que importava, em 2013, 5,7% do PIB nacional e possuía apenas 3,1% do total de empregos formais em relação aos demais setores, sendo é responsável por 8,5% do total de estabelecimentos. Entretanto, nos anos de 2012 e 2013, teve queda de 1,5% e 1,8% respectivamente em suas vagas de emprego (BRASIL, 2013; BRASIL, 2014).

Neste capítulo foram destacadas algumas características relevantes sobre o emprego e os setores de atividade econômica. A seguir, são expostos conhecimentos específicos de previsão de séries temporais.

3 ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS

Este capítulo tem por objetivo apresentar a discussão teórica que descreve a análise de séries temporais e os modelos AR, MA, ARMA, ARIMA e SARIMA.

3.1 CONCEITOS E APLICAÇÃO

Segundo Intriligator et al. (1996), a série temporal pode ser definida como uma sequência de observações ordenadas ao longo do tempo. Esse intervalo de tempo geralmente é equidistante e, Y_t representa o valor da variável aleatória Z no instante t , assim a série temporal é denotada por Y_1, Y_2, \dots, Y_n onde n é o tamanho da série ou o número de observações seriais da variável.

O primeiro objetivo de uma análise por meio de série temporal, consiste em elaborar um modelo estatístico que descreva adequadamente a série real, de modo que as implicações teóricas do modelo sejam compatíveis com a amostragem observada na série temporal (MAURÍCIO, 2007).

Sob a ótica de Morettin e Tolo (2004), os objetivos da série temporal são:

- Investigar o mecanismo gerador da série;
- Fazer previsões de valores futuros da série;
- Descrever o comportamento da série;
- Procurar periodicidades relevantes nos dados;

3.2 MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS

O objetivo clássico econométrico é desenvolver modelos razoavelmente simples, capazes de previsão, interpretação e testar hipóteses sobre os dados econômicos. Originalmente o uso de séries temporais se deu de modo a auxiliar a previsão, assim, foi desenvolvida uma metodologia capaz de decompor uma série em tendência, sazonalidade, componente cíclica e componente irregular (ENDERS, 1995).

Gujarati (2004) descreve que, de modo geral, há cinco abordagens à previsão em séries temporais:

- Método de suavização exponencial: são essencialmente métodos de ajustar uma curva adequada aos dados históricos em uma série temporal. Neste caso, pode-se usar os

métodos de suavização exponencial único, método linear de Holt e o método de Holt-Winter e suas variações.

- Modelos de regressão com uma única equação: neste caso, pode-se utilizar um modelo linear, log-linear ou não-linear e, nestes casos, os erros de previsão aumentam à medida que a previsão avança no futuro.
- Modelos de regressão com equações simultâneas: é uma abordagem multivariada e consiste num sistema com n equações e n variáveis endógenas, por meio da estimação de parâmetros e considerando a interação entre estas variáveis.
- Modelos autorregressivos integrados de médias móveis (ARIMA): conhecida como a metodologia Box e Jenkins, mas tecnicamente denominada modelo ARIMA, cuja ênfase está na construção de modelos com equações únicas ou simultâneas, mas na análise com propriedades probabilísticas ou estocásticas. Quando é necessária a inclusão da componente sazonal, utiliza-se o modelo SARIMA.
- Autorregressões vetoriais (VAR): neste modelo devem-se considerar as variáveis endógenas em conjunto, contudo, cada uma é explicada por seus valores defasados, em geral não há variáveis exógenas neste modelo.

A construção destes modelos depende de vários fatores, tais como comportamento do fenômeno e da existência de métodos ótimos de estimação e da disponibilidade de programas adequados (MORETTIN; TOLOI, 2004). A seguir, serão colocados os fundamentos dos processos estocásticos, estacionários e os modelos de Box e Jenkins, que, de acordo com Fischer (1982), apesar dos modelos utilizados pelos dois autores na metade do século passado, o tratamento desenvolvido por eles na análise de séries estocásticas de tempo está baseada no fato de que, embora os valores Y_t apresentem correlação serial, cada um deles pode ser considerado com uma sequência de choques " ε_t " $t \in T$, aleatórios e independentes entre si, cada um possuindo determinada distribuição, com média zero e variância constante σ_ε^2 . A sequência de choques aleatórios " ε_t ", $t \in T$, com as características anteriormente mencionadas é denominada de processo de ruído branco.

Hamilton (1994) define que uma série tem características de ruído branco se ela não possui uma estrutura padrão, apresentando uma sequência de variáveis aleatórias, independentes e identicamente distribuídas com média zero e variância σ^2 , em que os erros não estão correlacionados ao longo do tempo, assim

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (1)$$

$$E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 \quad (2)$$

e, juntamente com

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

Então, tem-se o processo de ruído branco gaussiano.

3.2.1 Estacionariedade

Uma característica comum em muitas séries é a tendência positiva, o que pode ser resolvido com passeios aleatórios a partir de um modelo derivado, resultando em choques aleatórios (erros aleatórios) com efeito constante, isso caracteriza uma série estacionária (INTRILIGATOR et al. 1996). Gujarati (2004) define, no entanto, que a maioria das séries apresenta alguma forma de não estacionariedade, devido à persistência de choques aleatórios relacionado à sua memória infinita, sendo que séries econômicas, geralmente, apresentam tendências.

Uma série pode ser estacionária por períodos longos ou curtos, mudando de nível e/ou inclinação. O conjunto de modelos ARIMA, desenvolvido por Box e Jenkins poderá descrever de modo satisfatório séries estacionárias e não estacionárias, porém que não tenham comportamento explosivo.

A maioria dos procedimentos de análise estatística supõe que as séries temporais sejam estacionárias, contudo, se não forem, será necessário transformar os dados originais.

Um processo estocástico aleatório é um conjunto de variáveis aleatórias ordenadas no tempo, ou seja, é uma família $Y = \{Y(t), t \in T\}$, tal que, para cada $t \in T$, $Y(t)$ é uma variável aleatória (GUJARATI, 2004).

Intuitivamente, pode-se dizer que um processo Y é estacionário se ele se desenvolve no tempo de modo que a escolha de uma origem dos tempos não é importante (MORETTIN; TOLOI, 2004). De um modo geral, segundo Gujarati (2004), pode-se dizer que um processo estocástico é estacionário se a sua média e variância são constantes no tempo, e se o valor da covariância entre os dois períodos depende apenas da distância ou desfasamento entre estes dois períodos, não no momento que a covariância é calculada. Na literatura de séries temporais, um processo estocástico como este é chamado de processo fracamente estacionário, estacionário covariante, estacionário de segunda ordem ou processo estocástico

estacionário em sentido amplo. Seja Y_t uma série de tempo estocástico com as seguintes propriedades:

- Média: $E(Y_t) = \mu$
- Variância: $\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
- Covariância: $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$

Fava (2000) descreve que “as duas primeiras condições indicam que a média e a variância de Y_t são invariantes no tempo. A terceira condição impõe que as autocovariâncias não dependem do tempo; elas variam apenas em relação à distância k ”.

Neste caso, γ_k é a covariância (ou autocovariância) na defasagem k , ou seja, é a covariância entre os valores de Y_t e Y_{t+k} , isto é, entre dois valores de Y separados por k períodos. Se $k = 0$, obtém-se γ_0 , que é simplesmente a variância de Y (σ^2); se $k = 1$, γ_1 é a covariância entre dois valores adjacentes de Y .

Se um modelo não é estacionário, não é possível estimá-lo de modo trivial, ou seja, não é plausível fazer inferências estatísticas (BUENO, 2008).

Uma série não estacionária de raiz unitária, em que 1 é raiz da equação característica do processo, podem causar problemas na inferência estatística se não tratados adequadamente. Os choques sofridos na série apresentam efeito permanente e tornam o comportamento da variância heterocedástico. Resultados obtidos por modelos econométricos em séries de raiz unitária, levam ao encontro de uma regressão espúria, com resultados viesados. Para resolver esta situação, diferencia-se a série tantas vezes forem necessárias para estacionarizá-la. De modo geral, a primeira diferença é suficiente, mas mais diferenças poderão ser necessárias. Se Y_t é não estacionária,

$$Y_t - Y_{t-1} = (1 - B)Y_t = \Delta Y_t \quad (4)$$

é estacionária.

As séries Y_t , em que se tomam um número finito de diferenças “ d ”, tornam-se estacionárias e são chamadas não estacionárias homogêneas (MORETTIN; TOLOI, 2004).

Na maioria dos casos usuais, $d=1$ ou $d=2$, correspondem a dois casos de não-estacionariedade homogênea:

- i. Séries não-estacionária quanto ao nível: oscilam ao redor de um nível médio durante algum tempo e depois saltam para outro nível temporário. Para torná-las estacionárias é suficiente tomar uma diferença.
- ii. Séries não-estacionárias quanto à inclinação: oscilam numa direção por algum tempo e depois mudam para outra direção temporária. Para torná-las estacionárias, é preciso a segunda diferença.

Contudo, tomar diferenças pode não ser suficiente para alcançar a estacionariedade, logo pode ser necessário realizar algumas transformações não-lineares de Y_t e $Y_t^* = \log Y_t$ na maioria das vezes é suficiente para obtenção da homogeneidade. Um procedimento usual é modelar:

$$\Delta \log Y_t = \log Y_t - \log Y_{t-1} \quad (5)$$

A razão principal de efetuar transformações é estabilizar a variância, ou seja, fazer com que os resíduos do modelo ajustado tenham variância constante.

3.2.2 Testes de estacionariedade

Alguns testes estatísticos são utilizados para verificação de estacionariedade e são chamados de testes de raiz unitária, tais como Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado, Phillips-Perron, KPSS, ERS, NG e Perron (Fava, 2000). Neste trabalho, serão abordados dois destes testes, o Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), assim como a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP), que podem auxiliar na identificação de um modelo de resíduos com característica de ruído branco.

3.2.2.1 Dickey – Fuller Aumentado (ADF)

Seja uma sequência de variáveis aleatórias y_1, y_2, \dots, y_n , em que a partir de n observações, é possível gerar o modelo. Observe o seguinte modelo $Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$, onde y_0 é uma constante e ε_t é uma sequência de variáveis aleatórias normais independentes com média zero e variância σ^2 (DICKEY; FULLER, 1979).

A tendência inicial é estimar esse modelo e usar um teste convencional de t sobre ϕ , tendo como hipótese nula $H_0: \phi = 1$, ou seja, não-estacionário (PATTERSON, 2000). Em geral, os pacotes econométricos reportam os testes nos coeficientes contra a hipótese nula de serem iguais a zero. Então, o teste poderia ser alterado, subtraindo y_{t-1} de ambos os lados:

$$\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

em que se define $\gamma = \phi - 1$.

Assim, $H_0: \phi = 1$ é equivalente a $H_0: \gamma = 0$. Os testes de hipótese podem ser escritos como:

$H_0: \gamma = 0 \sim I(d)$, não - estacionária

$H_1: \gamma < 0 \sim I(0)$, estacionária

onde $I(d)$ representa o número de diferenças que implicam a não estacionariedade da série.

Se $\gamma = 0$, a expressão se torna $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t$, ou seja, a série de primeira diferença é estacionária e a série original é um passeio aleatório.

E para estimar a equação $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$, cria-se a série de primeiras diferenças ΔY_t e faz-se a regressão (sem constante) em relação à série original defasada de um instante, isto é, Y_{t-1} , em seguida, é verificado se o coeficiente angular estimado é 0 e, se for estatisticamente igual a zero, conclui-se que $\phi = 1$ e Y_t é um processo não-estacionário. Se $\gamma < 0$, então $\phi - 1 < 0$ e $\phi < 1$ e a série Y_t é estacionária, de acordo com o teste de Dickey-Fuller .

Entretanto, o teste de Dickey-Fuller considera o erro como um ruído branco, e, geralmente o erro é processo estacionário qualquer. Por isso, o teste ADF proposto por Said e Dickey em 1984 é utilizado caso a série temporal apresente a probabilidade do erro aleatório ser autocorrelacionado (ENDERS, 2004). A ideia é estimar o modelo com as variáveis autorregressivas, ou seja, encontrar os desvios de Y_t em relação a sua média, para deslocar a distribuição de α em direção a zero, caso a hipótese nula seja verdadeira (BUENO, 2008). A

equação pode ser ampliada para incorporar intercepto (equação 9) e/ou tendência (equação 10).

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que α é o intercepto e t representa a tendência linear. No teste ADF pode-se incluir na equação 9 a própria variável defasada e diferenciada, o que torna o teste ampliado:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Assim, ao introduzir um número suficiente de defasagens, garante-se que os resíduos sejam serialmente independentes. O teste indicará a necessidade ou não da realização de transformações na série temporal. Em sua maioria, as séries temporais não estacionárias tornam-se estacionárias com, no máximo, duas diferenciações (BOX et al., 2008). A raiz unitária é testada da mesma forma que no teste de Dickey-Fuller, de modo que podem ser usados os mesmos valores críticos, ou seja, se o valor calculado da estatística τ em módulo exceder os valores críticos absolutos de τ , a série temporal é estacionária, se for menor, a série é não estacionária (GUJARATI, 2004).

3.2.2.2 Teste KPSS

O teste KPSS, desenvolvido por Denis Kwiatkowski, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt e Yongcheol Shin, foi idealizado em 1992. A hipótese nula é a de estacionariedade da série e a hipótese alternativa indica que a série apresenta raiz unitária (BUENO, 2008). Segundo Kwiatkowski et al. (1992), seja uma série Y_t , $t = 1, 2, \dots, T$, a qual quer ser testada a estacionariedade e pode decompor-se pela soma de tendência determinística, um passeio aleatório e erro:

$$Y_t = \beta_t + \gamma_t + \varepsilon_t, \quad (11)$$

Aqui, Y_t é um passeio aleatório:

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \mu_t \quad (12)$$

onde μ_t é independente e identicamente distribuídos- i.i.d $(0, \sigma^2)$. O valor inicial é γ_0 é fixo e serve como intercepto. A hipótese de estacionariedade é $\sigma_\mu^2 = 0$. Dado que ε_t é assumido como um processo estacionário e sob a hipótese nula, Y_t é estacionária. Também é considerado o caso especial do modelo em que $\beta = 0$, nesse caso, sob a hipótese nula, Y_t é estacionária em torno de um nível (γ_0) em vez de em torno da tendência. A estatística utilizada é a estatística do multiplicador de Lagrange-LM unilateral e para a hipótese $\sigma_\mu^2 = 0$, sob os pressupostos de que μ_t é normal e $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Nessa estrutura, a hipótese a ser testada é a seguinte:

$$H_0: Y_t \sim I(0), \text{ estacionária}$$

$$H_1: Y_t \sim I(d), \text{ não - estacionária}$$

Seja $e_t = Y_t - \bar{Y}$ os resíduos a partir da regressão de Y_t com uma tendência e intercepto. Define-se o processo de soma parcial dos resíduos:

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (13)$$

A estatística do teste LM é definida por

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (14)$$

Quando os erros não são i.i.d, o denominador apropriado para o teste, é a estimativa de σ^2 em vez de σ_ε^2 . Para estabelecer isso, considere o numerador da estatística de teste, normalizado por T^{-2} :

$$\eta = T^{-2} \sum S_t^2 \quad (15)$$

Utilizando η_μ , indica que extraímos uma média de Y e não uma tendência. Dividindo pela estimativa de σ^2 , implica em:

$$\hat{\eta}_\mu = \frac{\eta_\mu}{s^2(l)} = \frac{T^{-2} \sum S_t^2}{s^2(l)} \quad (16)$$

$$\hat{\eta}_\tau = \frac{\eta_\tau}{s^2(l)} = \frac{T^{-2} \sum S_t^2}{s^2(l)} \quad (17)$$

Os testes KPSS são definidos em η , η_μ e η_τ , conforme se especifique o modelo sem constante ou tendência, com constante, ou com constante e tendência, respectivamente. Se o valor crítico teórico do teste for maior que o valor calculado, então a série é considerada estacionária.

3.2.3 Função de autocorrelação (FAC)

Para Gujarati (2004) a FAC pode ser utilizada como teste de estacionaridade simples, e, assim como a FACP, permite diretrizes ao pesquisador na obtenção e identificação do processo gerador no modelo da série temporal. Ainda, quando os valores da FAC e FACP não são estatisticamente significativos, assim como a soma das autocorrelações ao quadrado, indicam que os resíduos do modelo potencial são puramente aleatórios.

A FAC na defasagem k , denotada por ρ_k , é definido como

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\text{covariância na defasagem } k}{\text{variância}} \quad (18)$$

Observa-se que, se $k = 0$, $\rho_0 = 1$, pois à medida que a variância e covariância são medidos nas mesmas unidades, ρ_k é um número sem unidade de medida, ou puro. Situa-se entre -1 e +1, como qualquer coeficiente de correlação. Se assinalar ρ_k relativamente a k , o gráfico obtido é conhecido como correlograma populacional (gráfico que mostra a estrutura de dependência entre os dados, evidencia apenas a autocorrelação linear).

Uma vez que, na prática, tem-se apenas uma realização de um processo estocástico, ou seja, a amostra, pode-se apenas calcular a função de autocorrelação $\hat{\rho}_k$. Para isso, primeiro

calculamos a covariância da amostra em lag k , $\hat{\gamma}_k$, e a variância da amostral, $\hat{\gamma}_0$, definida como:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n} \quad (19)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum(Y_t - \bar{Y})^2}{n} \quad (20)$$

onde n é o tamanho da amostra e \bar{Y} é a média da amostra. Por conseguinte, a função de autocorrelação na defasagem k é

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} \quad (21)$$

que é simplesmente a razão entre covariância amostral (pelo lag k) e variação da amostra. O gráfico de $\hat{\rho}_k$ é conhecido como correlograma amostral.

3.2.4 Função de autocorrelação parcial (FACP)

As correlações podem ser filtradas de modo a conservar apenas a correlação pura entre duas observações. Esse artifício de filtragem, proposto por Box e Jenkins em 1970, implica na função de autocorrelação parcial - FACP, pela qual se eliminam as correlações implícitas entre duas observações. Sendo assim, a autocorrelação parcial entre Y_t e Y_{t-1} desaparece (GUJARATI, 2004; BUENO, 2008).

Em geral, o comportamento da função de autocorrelação, por exemplo, no caso de um processo autorregressivo tende a imitar o comportamento da função de autocorrelação parcial de um processo média móvel e, inversamente, a função de autocorrelação de um processo média móvel tende a imitar o comportamento da função de autocorrelação parcial de um processo autorregressivo (FISCHER, 1982).

Formalmente, a FACP é o gráfico de $\hat{\phi}_{kj}$ em t -ésimos estimado a partir da seguinte regressão em que a série original tem sua média subtraída:

$$\gamma_j = \phi_{k1}\gamma_{j-1} + \phi_{k2}\gamma_{j-2} + \dots + \phi_{kk}\gamma_{j-k} + \varepsilon_t, \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (22)$$

onde ε_t é um erro. Em outras palavras, o procedimento consiste em regredir γ_j contra γ_{j-1} e obter $\hat{\vartheta}_{1,1}$. Em seguida, deve-se regredir γ_j contra γ_{j-1} e γ_{j-2} . Serão obtidos os coeficientes $\hat{\vartheta}_{2,1}$ e $\hat{\vartheta}_{2,2}$, dos quais interessa apenas este último; e assim por diante. Genericamente, em um AR (p), serão encontrados coeficientes diferentes de zero, até $\hat{\phi}_{kk}$, e estatisticamente iguais a zero, a partir de então. Em um MA(q), os coeficientes $\hat{\phi}_{kk}$ decaem exponencialmente; em um modelo ARMA (p,q), há decaimento exponencial a partir da defasagem p (MORETTIN; TOLOI, 2004).

3.2.5 Modelos ARIMA

Os modelos ARIMA são subdivididos em quatro categorias pelos autores Box et al. (2008): modelos autorregressivos, identificados como modelos AR(p), que modelam as estruturas de autocorrelação da variável em relação a valores passados; modelos de médias móveis, chamados de modelos MA(q), que englobam a estrutura de autocorrelação relacionada aos erros de previsão anteriores; modelos autorregressivos e de médias móveis, simbolizados por ARMA (p,q) e modelos autorregressivos integrados e de média móvel, chamados de modelos ARIMA (p,d,q), que usam diferenciações para tornar a série estacionária.

Um processo autorregressivo (AR), são modelos univariados, o modelo de primeira ordem, ou AR (1) pode ser representado da seguinte forma:

$$(Y_t - \mu) = \phi_1(Y_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t \quad (23)$$

em que μ é a média de Y, ϕ_1 o parâmetro autorregressivo e ε_t é um termo de erro aleatório não-correlacionado com características de ruído branco. O valor de Y no período t depende de seu valor no período anterior e de um termo aleatório. Mas, se considerarmos:

$$(Y_t - \mu) = \phi_1(Y_{t-1} - \mu) + \phi_2(Y_{t-2} - \mu) + \varepsilon_t \quad (24)$$

o modelo segue um processo autorregressivo de segunda ordem ou AR (2), ou seja, o valor de Y no período t depende de seu valor nos dois períodos anteriores, sendo os valores de Y expressos em torno de seu valor médio μ , sendo p períodos anteriores inclusos na série. Em geral, tem-se

$$(Y_t - \mu) = \phi_1(Y_{t-1} - \mu) + \phi_2(Y_{t-2} - \mu) + \dots + \phi_p(Y_{t-p} - \mu) + \varepsilon_t \quad (25)$$

em que Y_t é um processo autorregressivo de p -ésima ordem, ou seja, p é o número de defasagens de Y_t e ϕ_1 até ϕ_p são os parâmetros autorregressivos, o modelo é representados por AR(p).

Porém, o processo AR não é o único mecanismo que poderia gerar Y . Assim, suponha-se modelar Y da seguinte maneira:

$$Y_t = \alpha + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (26)$$

em que α é uma constante, θ_1 o parâmetro de média móvel e, ε , tal como antes, o erro estocástico ruído branco. Aqui, Y no período t é igual a uma constante mais uma média móvel dos termos de erro presente e passados. Portanto, neste caso, afirma-se que Y segue um processo de média móvel de primeira ordem, ou MA (1). Mas se Y seguir a expressão:

$$Y_t = \alpha + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (27)$$

então é um processo MA (2). De forma geral,

$$Y_t = \alpha + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (28)$$

é um processo MA (q), onde θ_1 até θ_q são os parâmetros do modelo. Em suma, um processo de média móvel é apenas uma combinação linear de termos de erro ruído branco (GUJARATI, 2004).

Morettin e Tolo (2004) afirmam que os modelos autorregressivos são bastante populares em algumas áreas, principalmente na Economia. Por outro lado, representar um processo estocástico por um modelo de médias móveis puro parece não ser natural ou intuitivo, a não ser em situações de preços de ações, por exemplo. De fato, em algumas séries com um número pouco elevado de parâmetros, a inclusão de termos autorregressivos e de médias móveis é uma solução adequada.

Os modelos autorregressivos e de médias móveis são a composição dos modelos AR e MA. Sendo assim, denota-se por ARMA (p,q) um processo autorregressivo e de médias móveis de ordem (p,q) e pode ser representado por

$$Y_t = \phi_1(Y_{t-1} - \mu) + \dots + \phi_p(Y_{t-p} - \mu) + \alpha + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q\varepsilon_{t-q} \quad (29)$$

e ϕ_1 até ϕ_p são os parâmetros autorregressivos, θ_1 até θ_q são os parâmetros de médias móveis e, ε , é o erro estocástico ruído branco.

Os modelos AR, MA e ARMA, são apropriados para descrever séries temporais estacionárias, isto é, séries que se desenvolvem no tempo ao redor de uma média constante. Muitas séries encontradas na prática não são estacionárias, mas, como visto anteriormente, ao tomar a série diferenciada esta se torna estacionária.

Os modelos de séries temporais baseiam-se na hipótese de que as séries envolvidas são fracamente estacionárias. Se um processo estocástico é não estacionário e se esse apresenta características tais que sua não estacionariedade é do tipo homogênea, isto é, que permite sua transformação em série estacionária pela aplicação do operador diferença, então o processo não estacionário homogêneo, descrito pela transformação da série estacionária e, posteriormente, pela utilização de um processo misto autorregressivo-média móvel, é chamado de processo Autorregressivo Integrado e de Médias Móveis de ordem (p,d, q) ou, simplesmente, definido por ARIMA (p, d, q) (FISCHER, 1982).

Seja Y_t uma série temporal não estacionaria, e, $Z_t = \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ sendo a série diferenciada uma vez de Y_t , denota-se por $Z_t^d = \Delta^d Y_t$ a série temporal diferenciada d vezes de Y_t .

Pode-se representar Z_t por um modelo ARMA, como Z_t é uma diferença de Y_t então, Y_t é uma integral de Z_t , assim diz-se que Y_t segue um modelo autorregressivo, integrado e de médias móveis, isto é, um modelo ARIMA de ordem (p,d,q) e sua escrita será ARIMA(p,d,q), em que p é a ordem da componente autorregressiva, d é o número de diferenças tomadas na série e q é a ordem da componente de médias móveis. O modelo genérico, após a série tornar-se estacionária, é dado na equação 30:

$$\Delta^d Y_t = Z_t^d = Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \alpha + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (30)$$

O processo de construção de modelos proposto por Box e Jenkins segue em um ciclo iterativo, composto de três estágios: identificação, estimação e checagem do diagnóstico (FISCHER, 1982). Gujarati (2004) ainda coloca um quarto passo para o método de Box e Jenkins, a previsão.

3.2.5.1 Identificação de modelos ARIMA

A identificação particular de um modelo ARIMA a ser ajustado aos dados pode ser considerada uma das fases mais críticas da análise. A escolha do modelo a ser utilizado é feita principalmente com base nas autocorrelações e autocorrelações parciais estimadas.

Os modelos AR (p), MA (q) e ARMA (p,q) apresentam FAC com características singulares. Assim, a partir das FAC estimadas, identifica-se um padrão que se comporte teoricamente com algum modelo. Em particular, a FAC estimada é útil para identificar modelos MA e não são muito úteis na identificação de modelos ARMA, que possuem FAC complicadas. Do mesmo modo, a FACP é útil para identificar modelos AR puros, não sendo tão útil para identificar modelos MA e ARMA. No Quadro 1 é possível verificar o comportamento das FAC e FACP que auxiliam na identificação de um modelo ARIMA (p,d,q). No entanto, Gujarati (2004) enfatiza que a modelagem ARIMA requer uma grande habilidade, o que para o autor, se adquire com a prática.

Quadro 1 – Comportamento das FAC e FACP de um processo ARIMA (p,d,q).

Ordem	(1,d,0)	(0,d,1)
Comportamento de ρ_k Comportamento de ϕ_{kk}	Decai exponencialmente Somente $\phi_{11} \neq 0$	Somente $\rho_1 \neq 0$ Decaimento exponencial dominante
Estimativas iniciais	$\phi = \rho_1$	$\rho_1 = \frac{-\theta}{1 + \theta^2}$
Região de admissibilidade	$-1 < \phi < 1$	$-1 < \theta < 1$
Ordem	(2,d,0)	(0,d,2)
Comportamento de ρ_k Comportamento de ϕ_{kk}	Mistura de exponenciais ou ondas senoidais amortecidas Somente $\phi_{11} \neq 0$ e $\phi_{22} \neq 0$	Somente $\rho_1 \neq 0$ e $\rho_2 \neq 0$ Dominada por mistura de exponenciais ou senoides amortecidas
Estimativas iniciais	$\phi_1 = \frac{\rho_1(1 - \rho_2)}{1 - \rho_1^2}$ $\phi_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$	$\rho_1 = \frac{-\theta_1(1 - \theta_2)}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$ $\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$
Região de admissibilidade	$-1 < \phi_2 < 1$ $\phi_2 - \phi_1 < 1$ $\phi_2 + \phi_1 < 1$	$-1 < \theta_2 < 1$ $\theta_2 - \theta_1 < 1$ $\theta_2 + \theta_1 < 1$
Ordem	(1,d,1)	
Comportamento de ρ_k Comportamento de ϕ_{kk} Estimativas iniciais	Decai exponencialmente após o lag 1 Dominada por decaimento exponencial após o lag 1 $\rho_1 = \frac{(1 - \phi\theta)(\phi - \theta)}{1 + \theta^2 - 2\phi\theta}, \rho_2 = \rho_1\phi$	
Região de admissibilidade	$-1 < \phi < 1, -1 < \theta < 1$	

Fonte: Morettin e Toloi (2004)

3.2.5.2 Estimação de Modelos ARIMA

Identificado a ordem de um modelo ARIMA para uma série temporal, estima-se os parâmetros deste modelo. Para isso, pode-se utilizar os seguintes estimadores: método dos momentos, mínimos quadrados e máxima verossimilhança – EMV (FAVA, 2000; MORETTIN; TOLOI, 2004).

Seja um modelo ARIMA(p,d,q) e considerando seus p+q+1 parâmetros no vetor $\hat{\xi} = (\phi, \theta, \sigma_\varepsilon^2)$, onde $\hat{\phi} = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$, $\hat{\theta} = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$. quando $d > 0$, supõe-se $\mu_z = 0$, caso contrário precisa-se considerar μ como um parâmetro e estimá-lo, então tem-se p+q+2 parâmetros a serem estimados. Dado as n observações, Y_1, \dots, Y_n , considera-se a função de verossimilhança $L(\xi|Y_1, \dots, Y_n)$ como uma função de $\hat{\xi}$, o objetivo é encontrar os

valores de $\hat{\xi}$ que minimizam L ou $l = \log(L)$. Para determinar o EMV supõe-se que o processo ε_t é normal, ou seja, para cada t , $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, nestas considerações os EMV serão aproximadamente estimadores de mínimos quadrados (EMQ).

Inicialmente, toma-se d diferenças na série para obter a estacionariedade, e tem-se $n_j = n - d$ observações denotadas por Z_1, \dots, Z_n , onde $Z_t = \Delta^d Y_t$, resultando em um modelo ARMA (p,q) estacionário e invertível, então escreve-se,

$$\varepsilon_t = Z_t - \hat{Z}_t \quad (31)$$

Para calcular os ε_t é necessário obter valores iniciais para os \hat{Z}' s e os ε 's. Esta questão pode ser resolvida através de dois métodos: condicional, que os valores iniciais desconhecidos são substituídos por valores que supõe-se serem razoáveis; incondicional, em que os valores iniciais são estimados de uma amostra de dados.

- Procedimento Condicional

Supondo a normalidade de ε_t , a função densidade conjunta de $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n$ é dada por

$$f(\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma_\varepsilon)^{-n} \exp \left\{ - \sum_{t=1}^n \frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma_\varepsilon^2} \right\} \quad (32)$$

Suponha que são dados p valores Z_t e q valores a_t , denotados por Z_t^* e ε_t^* . A função de verossimilhança é dada por

$$L(\xi|Z, Z^*, \varepsilon^*) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\sigma_\varepsilon)^{-n} \exp \left\{ \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} - \sum_{t=1}^n Z_t - \hat{Z}_t \right\} \quad (33)$$

Tomando o logaritmo de L , considere o preditor linear $\eta = (\phi, \theta)$, logo

$$l(\eta|Z, Z^*, \varepsilon^*) = \alpha - n \log(\sigma_\varepsilon) - \frac{S(\eta|Z, Z^*, \varepsilon^*)}{2\sigma_\varepsilon^2} \quad (34)$$

em que

$$S(\eta|Z, Z^*, \varepsilon^*) = \sum_{t=1}^n \sigma_\varepsilon^2 (\eta|Z, Z^*, \varepsilon^*) \quad (35)$$

É chamada de soma de quadrados (SQ) condicional. Segue que maximizar $l(\xi|Z, Z^*, \varepsilon^*)$ é equivalente a minimizar $S(\eta|Z, Z^*, \varepsilon^*)$ e os estimadores de MV serão os estimadores de MQ (ENDERS, 1995).

- Procedimento incondicional

Pode ser demonstrado que o logaritmo da função de verossimilhança não condicional é dado por

$$l(\hat{\xi}) \simeq -n \log(\sigma_\varepsilon) - \frac{S(\eta)}{2\sigma_\varepsilon^2} \quad (36)$$

em que

$$S(\hat{\eta}) = S(\hat{\phi}, \hat{\theta}) = \sum_{t=-\infty}^n [\varepsilon_t(\hat{\eta}, \hat{Z})]^2 \quad (37)$$

é a soma de quadrados não condicional, com $[\varepsilon_t(\hat{\eta}, \hat{Z})] = E(\varepsilon_t | \hat{\eta}, \hat{Z})$. Portanto, os estimadores de mínimos quadrados obtidos minimizando $S(\eta)$ serão boas aproximações para os de máxima verossimilhança.

Para calcular a soma de quadrados para um dado $\hat{\eta}$, usa-se o procedimento chamado "*backforecasting*" ("previsão para o passado") para calcular $[Z_{-j}]$, ou seja, gerando (prevê-se) valores antes do início da série. Pode-se demonstrar que a chamada forma "*backward*" do processo usando a autocovariância,

$$\phi(F)Z_t = \theta(F)e_t \quad (38)$$

onde F é o operador translação para o futuro e e_t é um ruído branco com a mesma variância que ε_t , onde se constitui em uma representação estacionária e invertível na qual Z_t é expressa somente em termos de valores futuros de Z_t e de e_t .

Desta forma, o valor Z_{-j} tem a mesma relação probabilística com Z_1, \dots, Z_n que Z_{n+j+1} tem com Z_n, Z_{n-1}, \dots, Z_1 , ou seja, fazer previsão de antes que a série comece é equivalente a prever a série inversa (HAMILTON, 1944).

3.2.5.3 Diagnóstico de modelos ARIMA

Após identificar e estimar o modelo que ajusta as observações à série temporal, esta etapa da metodologia de Box e Jenkins consiste em verificar se o modelo identificado é adequado, ou seja, se ele representa, ou não, adequadamente os dados. A verificação do modelo pode ser feita analisando-se os resíduos (FAVA, 2000). Se o modelo estiver adequado, os resíduos ε_t devem ser i.i.d com distribuição $N \sim (0, \sigma^2)$. Particularmente, os coeficientes de autocorrelação devem ser estatisticamente iguais a 0. Para isso, Box e Pierce, em 1970, sugeriram um teste para as autocorrelações dos resíduos estimados, contudo, segundo Morettin e Tolo (2004), apesar de não detectar quebras específicas no comportamento de ruído branco, pode indicar se esses valores são muito altos. Faz-se testes individuais e testes conjuntos para os coeficientes de autocorrelação r_k . As hipóteses são

H_0 = os resíduos são i.i.d

H_1 = os resíduos não são i. i. d

e esses coeficientes são dados por:

$$\hat{r}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-k}}{\sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (39)$$

Se o modelo for apropriado, a estatística do teste

$$Q(K) = n \sum_{j=1}^k \hat{r}_j^2 \quad (40)$$

terá uma distribuição com k graus de liberdade, onde k é o número de defasagens tomada na função de autocorrelação. Portanto a hipótese nula é rejeitada se $Q > \chi_{1-\alpha, k}^2$, com um nível de significância α .

Ljung e Box propuseram uma alteração no teste de Box e Pierce no intuito de generalizar o teste, apresentando melhores resultados. As hipóteses são as mesmas do teste anterior (PATTERSON, 2000).

H_0 = os resíduos são i.i.d

H_1 = os resíduos não são i. i. d

e as estimativas de autocorrelação também. É possível mostrar que $\hat{r}_k \sim N(0, \frac{1}{n})$. Se o modelo for apropriado, a estatística do teste é expressa por:

$$Q(K) = n(n-2) \sum_{j=1}^k \frac{r_k^2}{n-j} \quad (41)$$

sendo que $Q(k)$ tem distribuição χ^2 com $(k-p-q)$ graus de liberdade, onde k é o número de defasagens e p e q são as ordens do modelo ajustado. Rejeita-se a hipótese nula se $Q > \chi_{1-\alpha, k-p-q}^2$ com um nível de significância α .

3.2.5.4 Critérios de seleção

Box e Jenkins popularizaram um método em três fases com o intuito de selecionar um modelo adequado para estimar e prever uma série temporal univariada. Inicialmente examina-se visualmente e plota-se a FAC e a FACP e compara-se aos processos do modelo ARMA. Logo, realizam-se os devidos ajustes, e, em seguida, a estratégia para utilização do modelo mais adequado, segue alguns critérios, cuja ideia fundamental aborda o princípio da parcimônia (em que menos é mais) (ENDERS, 1995).

Em relação à seleção de modelos, uma abordagem é colocada por Box et al. (2008), a qual faz uso dos critérios de informação, o critério informacional de Akaike (AIC), proposto por Hirotugu Akaike (AKAIKE, 1974), e o critério informacional Bayesiano (BIC), proposto por Gideon Ernst Schwarz (SCHWARZ, 1978). Nesta abordagem, modelos ARMA são estimados pelo método MMV, apresentado anteriormente na seção 3.2.6.2.

O critério AIC (normalizado pelo tamanho da amostra n) é dado por

$$AIC_{p,q} \approx \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + r \frac{2}{n} + constante \quad (42)$$

E o BIC é dado por:

$$BIC_{p,q} = \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + r \frac{\ln(n)}{n} \quad (43)$$

em que $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ denota a estimativa de máxima probabilidade de $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ e $r = p+q$ se o modelo não tem constante e $r = p+q+1$ se há constante no modelo, indicando o número de parâmetros estimados no modelo. Nos critérios citados, o primeiro termo corresponde essencialmente ao menos $\frac{2}{n}$ vezes o log da verossimilhança maximizada, enquanto o segundo termo é o "fator de penalidade" para a inclusão de parâmetros adicionais no modelo. O número ótimo de parâmetros a serem inclusos é aquele que minimiza os valores obtidos por meio dos critérios, em que os valores BIC e AIC são comparados entre os vários modelos como a base para a seleção do modelo (BOX et al., 2008).

3.2.5.5 Modelagem de série sazonal - modelo SARIMA

O processo de modelagem para séries de tempo que apresentam variações cíclicas de curto prazo é bastante similar aqueles em que a sazonalidade é inexistente. Fundamentalmente, essas diferenças residem em se precisar estabelecer um número maior de parâmetros e identificar valores para a ordem $(p,d,q) \times (P,D,Q)_s$, em que (p,q,d) representa a parte não sazonal e (P,Q,D) representa a parte sazonal do modelo e, ainda, s é o número de períodos sazonais. O processo de estimação dos parâmetros de um modelo SARIMA (ARIMA sazonal) segue os mesmos princípios de um modelo não sazonal, e essa técnica de cálculo encontra-se nos pacotes computacionais, sendo que o problema do modelador reduz-se somente a estabelecer valores para a ordem $(p,d,q) \times (P,D,Q)$ (FISCHER, 1982). Os modelos SARIMA são representados por:

$$\begin{aligned} \nabla^D \Delta^d Y_t = & \underbrace{\phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p}}_{\text{autorregressivo } (p)} + \alpha - \underbrace{\theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}}_{\text{médias móveis } (q)} \quad (44) \\ & + \underbrace{\Phi_1 Y_{t-1s} + \Phi_2 Y_{t-2s} + \dots + \Phi_P Y_{t-Ps}}_{\text{autorregressivo sazonal } (P)} - \underbrace{\Theta_1 \varepsilon_{t-1s} - \Theta_2 \varepsilon_{t-2s} - \dots - \Theta_Q \varepsilon_{t-Qs}}_{\text{médias móveis sazonal } (Q)} \end{aligned}$$

E, para se obter "d" e "D", deve-se utilizar, conjuntamente, os operadores $\Delta^d = (1 - B)^d$ e $\Delta_S^D = (1 - B^S)^D$ de maneira a tornar $Z_t = \Delta^d \Delta_S^D Y_t$ estacionária.

A obtenção das ordens "p", "P", "q", "Q" é feita, como no modelo não sazonal, por meio das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial da série $Z_t = \Delta^d \Delta_S^D Y_t$ e posterior análise de resíduos.

3.2.5.5.1 Testes para sazonalidade 32551

Morettin e Tolo (2004) afirmam que os métodos de regressão são ótimos para séries que apresentem sazonalidade determinística, ou seja, esta pode ser prevista perfeitamente a partir de meses anteriores. Para verificar a presença da sazonalidade, é preciso primeiramente eliminar a tendência, e, por meio de testes, é possível constatar a existência ou não de sazonalidade. Uma das possibilidades de identificar a sazonalidade em séries é por meio do teste de Kruskal-Wallis. Considerando que os dados são coletados em períodos com espaçamentos iguais de tempo, cada coluna com k elementos é considerada uma amostra de tamanho n_j , ou seja, as observações são:

$$Y_{i,j}, j = 1, \dots, k, \quad n = \sum_{j=1}^k n_j \quad (45)$$

As observações são substituídas pelos correspondentes postos ou ordens, obtidos ordenando todas as n observações, sendo a soma dos postos associados à j-ésima amostra.

$$R_j = \sum_{i=1}^{n_j} R_{ij}, j = 1, \dots, k. \quad (46)$$

As hipóteses consideradas são:

H_0 : não existe sazonalidade se $T_1 < T_{1c}$

H_1 : existe sazonalidade se $T_1 \geq T_{1c}$

Estatística de teste:

$$T_1 = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{j=1}^k \frac{R_{.j}^2}{n_j} - 3(n+1) \quad (47)$$

Uma crítica a este teste é que uma de suas suposições afirma que as variáveis dentro de cada amostra sejam independentes entre si, o que evidentemente não ocorre, pois há dependência entre as observações de um mesmo mês para diferentes anos e observações de vários meses dentro de um mesmo ano. Outra opção é o teste de Friedman para amostras relacionadas.

Neste teste, os meses são considerados “tratamentos” e os anos são considerados “blocos”. A ordenação é feita dentro de cada bloco ao invés de ordenar as n observações. Mas, mesmo aqui, os blocos são considerados independentes, ou seja, as observações de um ano são independentes das observações de outro ano qualquer. A estatística de Friedman é:

$$T_2 = \frac{12}{pk(k+1)} \sum_{j=1}^k R_{.j}^{*2} - 3p(k+1) \quad (48)$$

em que p = número de blocos = número de anos, k = número de tratamentos = 12 e $R_{.j}^{*2}$ denota a soma dos postos da j -ésima coluna, isto é:

$$R_{.j}^* = \sum_{i=1}^p R_{ij}^{*2} \quad (49)$$

em que R_{ij}^* = postos de Y_{ij} dentro do bloco i , de 1 até k . A distribuição de T_2 pode ser aproximada por um χ^2 com $k-1$ graus de liberdade.

3.2.5.6 Previsão

Fischer (1982) aponta que os processos de previsão com modelos de séries de tempo são artifícios que visam a estender à estimacões futuras o modelo descrito e ajustado aos valores passados e ao valor presente da variável. Neste sentido, o processo de previsão, aqui analisado, abrange um conjunto de técnicas, de modo a vincular a base teórica dos estudos de

previsões de séries univariantes de tempo, proposto por Box e Jenkins com os fundamentos da inferência estatística dos erros de previsão e os consequentes intervalos de confiança para aqueles procedimentos, além da etapa posterior de cálculo das previsões propriamente ditas.

Ao estender a valores futuros prováveis, o modelo de série temporal, construído de forma a descrever os valores passados e o valor presente da variável, encontra-se diante de uma análise que busca obter as características comportamentais sistemáticas da série de modo a apresentar uma descrição dos mecanismos e da natureza aleatória do processo estocástico que gerou a série. A equação de previsão para modelos ARIMA, apontada por Morettin e Toloí (2004) é expressa por

$$\hat{Y}_t(h) = c_1^{(t)} f_1(h) + c_2^{(t)} f_2(h) + \dots + c_{p+q}^{(t)} f_{p+q}(h), h > q - p - d \quad (50)$$

em que $f_i(h)$, $h = 1, \dots, p + d$, são funções de h , $c_1^{(t)}, \dots, c_{p+q}^{(t)}$ são coeficientes adaptativos, isto é, dependem da origem de previsão e são determinados por $\hat{Y}_t(1), \hat{Y}_t(2), \dots, \hat{Y}_t(p + d)$.

Mostra-se que, para grandes valores de h , $\hat{Y}_t(h)$ será dominada pelos termos polinomiais associados com fatores não-estacionários.

O processo de previsão de um modelo SARIMA $(p,d,q) \times (P,D,Q)$ é semelhante ao processo desenvolvido para o ARIMA (p,q,d) . Após estabelecer o valor da variável no período $t+1$, aplica-se o operador esperança. Para Morettin e Toloí (2004), as previsões de valores futuros Y_{t+h} , dados Y_1, \dots, Y_t , são obtidas notando que:

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t(h) &= E\langle Y_{t+h} | Y_t, Y_{t-1}, \dots \rangle = E\langle \mu_{t+h} + N_{t+h} | Y_t, Y_{t-1}, \dots \rangle \\ &= \mu_{t+h} + E\langle N_{t+h} | Y_t, Y_{t-1}, \dots \rangle \end{aligned} \quad (51)$$

Portanto:

$$\hat{Y}_t(h) = \mu_{t+h} + \hat{N}_t(h) \quad (52)$$

em que μ_t é uma função determinística periódica e N_t é um processo estacionário que pode ser modelado por um ARMA (p,q) . Na prática, esses modelos não têm parâmetros conhecidos, então se utiliza no lugar de $\mu_t, \hat{\mu}_t$ substitui-se N_t por $\hat{N}_t = Y_t - \hat{\mu}_t$.

Realizadas as previsões, algumas medidas podem ser utilizadas com o intuito de verificar o desempenho das mesmas: o erro quadrático médio – MSE (*mean square prediction*

error), o erro absoluto médio – MAE (*mean absolute prediction error*) e o erro absoluto percentual médio – MAPE (*mean absolute percentual error*) (ENDERS, 1995).

Para calculá-los, é necessário deixar uma porção de observações fora da amostra, ou seja, em uma amostra com T+H observações, deixam-se as últimas H fora da amostra e estima-se o modelo com as T observações. Nesta pesquisa, utilizou-se o MAPE, cuja equação é dada por:

$$MAPE_{t,H} = \sum_{h=1}^H \left| \frac{\varepsilon_t(h)}{Hy_{t+h}} \right| \quad (53)$$

em que $\varepsilon_t(h)$ é o erro de previsão no período h.

A seguir, apresenta-se a metodologia que será abordada para desenvolver os objetivos propostos nesta pesquisa.

4 MATERIAIS E MÉTODOS

Neste capítulo são apresentados os procedimentos empregados na pesquisa, os quais permitiram o cumprimento dos objetivos geral e específicos definidos de acordo com a delimitação do tema proposto.

A presente investigação é uma pesquisa de caráter quantitativo, com abordagem descritiva. Severino (2007) refere-se à pesquisa quantitativa como o conhecimento de fenômenos que somente podem ser mensurados com uma função matemática. Já, segundo Cervo et al., (2007, p. 61), a pesquisa descritiva aborda problemas que merecem ser estudados:

A pesquisa descritiva observa, registra, analisa e correlaciona fatos ou fenômenos (variáveis) sem manipulá-los. Procura descobrir, com a maior precisão possível, a frequência com que um fenômeno ocorre, sua relação e conexão com outros, sua natureza e suas características. Busca conhecer as diversas situações e relações que ocorrem na vida social, política, econômica e demais aspectos do comportamento humano, tanto do indivíduo tomado isoladamente como de grupos e comunidades mais complexas.

4.1 CARACTERÍSTICAS DA COLETA DE DADOS

Para realização deste estudo foi considerada a série histórica mensal correspondente à evolução do emprego formal, nos oito setores de atividade econômica na região Sul do Brasil: extrativa mineral, indústria de transformação, serviços industriais de utilidade pública, construção civil, comércio, serviços, agropecuária e administração pública; disponibilizados pelo CAGED (<http://portal.mte.gov.br/caged/>) junto ao Ministério do Trabalho e Emprego, desde maio de 2003 a dezembro de 2014.

Com o objetivo de acompanhar a evolução do emprego formal no Brasil, o Ministério do Trabalho e Emprego disponibiliza um conjunto de tabelas que contém informações desagregadas, segundo os setores econômicos do IBGE, e classificadas por estados da Federação, principais regiões metropolitanas e municípios com mais de 10.000 habitantes para o estado de São Paulo e 30.000 habitantes para os demais estados, conforme o último censo realizado em 2010. Os dados disponibilizados permitem obter informações em relação aos oito setores de atividade econômica para as 27 Unidades de Federação, para 9 regiões metropolitanas e 1102 municípios. No caso da região Sul do Brasil, são abordados no Rio Grande do Sul 61 municípios, em Santa Catarina 36 e no Paraná 53 municípios.

O sistema é alimentado desde maio de 2003 pelo CAGED, que constitui importante fonte de informação do mercado de trabalho de âmbito nacional e de periodicidade mensal. Foi criado pela Lei 4.923 de 23/12/1965, quando instituiu-se a obrigatoriedade das informações sobre admissões, desligamentos e transferências, com o intuito de acompanhamento e fiscalização do processo de admissão e de dispensa de trabalhadores regidos pela CLT, com o objetivo de assistir os desempregados e apoiar medidas contra o desemprego.

A partir de 1986, passou a ser utilizado como suporte ao pagamento do seguro-desemprego e, mais recentemente, tornou-se, também, um relevante instrumento à reciclagem profissional e à recolocação do trabalhador no mercado de trabalho.

Devido à crescente demanda por dados conjunturais do mercado de trabalho e à necessidade do MTE de contar com estatísticas mais completas, mais consistentes e mais ágeis, foram implementadas expressivas alterações ao sistema CAGED. Como decorrência dos substanciais avanços, foi construído, a partir de 1983, o índice mensal de emprego, a taxa de rotatividade e a flutuação da mão-de-obra (admitidos/desligados).

Os aperfeiçoamentos ocorridos no sistema CAGED e também na metodologia de tratamento dos dados tornaram esse registro administrativo uma das principais fontes de informações estatísticas sobre o mercado de trabalho conjuntural. O CAGED apresenta desagregações idênticas às da RAIS, em termos geográficos, setoriais e ocupacionais, possibilitando a realização de estudos que indicam as tendências mais atuais. No aspecto conjuntural é a única fonte de informação com tal nível de desagregação, sendo, portanto, imprescindível a elaboração de diagnósticos acerca das melhores alternativas de investimentos, para estimar o PIB trimestral e para formular previsões do emprego no País (CAGED, 2015).

4.2 ANÁLISE DOS DADOS

Inicialmente foram analisadas as séries referentes aos desligamentos do emprego formal em todos os setores de atividade econômica no estado do Rio Grande do Sul no período compreendido entre janeiro de 2004 e dezembro de 2014. Os dados foram tabulados e analisados descritivamente, onde foram calculados a média, mínimo, máximo, desvio-padrão e coeficiente de variação. Foram plotados gráficos Box-Plot que permitem evidenciar a mediana, quartis e a presença de *outliers*, além de se observar a existência ou não de tendência significativa de crescimento destes desligamentos. De acordo com Freund (2006), a

análise descritiva consiste na apresentação de dados em forma de tabelas e gráficos, descrevendo-os sem procurar inferir.

Em segundo momento, foram realizadas análises comparativas para as admissões do emprego formal entre os quatro setores (comércio, construção civil, indústria de transformação e serviços) que configuram os maiores valores absolutos do emprego, entre maio de 2003 e dezembro de 2014, para os estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná, pertencentes à região Sul do Brasil.

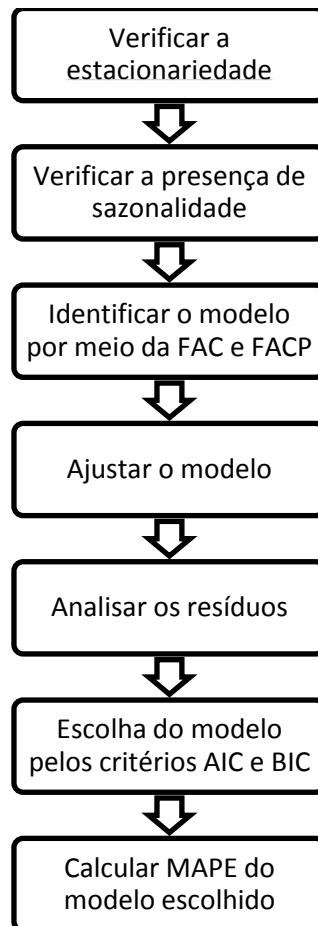
Para estes, além de análise descritiva com valores de média, mínimo, máximo, desvio-padrão e soma, foram ajustados modelos às séries de emprego de cada estado, em cada um dos quatro setores de atividade econômica, mediante a metodologia de Box e Jenkins. Considerou-se para fins de modelagem o período de 132 meses, de maio de 2003 a abril de 2014, restando oito meses subsequentes como períodos fora da amostra para verificar a qualidade das previsões.

O ajuste dos modelos para cada setor e para cada estado se deu da seguinte forma:

- Verificou-se a estacionariedade da série por meio dos testes ADF e KPSS e, foram realizadas diferenças quando necessário para torná-la estacionária.
- Foram plotados os gráficos da série a ser modelada para verificar a presença de sazonalidade.
- Plotou-se a FAC e FACP da série a ser modelada a fim de identificar o provável modelo.
- Foram ajustados os modelos ARIMA ou SARIMA.
- Realizou-se a análise de resíduos, de modo a verificar o pressuposto de características de ruído branco. Em séries onde o pressuposto de normalidade dos resíduos não era atendido, a série foi transformada por logaritmo.
- Após serem encontrados diferentes modelos concorrentes, a escolha se deu pelo menor valor dos critérios AIC e BIC.
- Foi calculado o valor do MAPE dos modelos escolhidos.

De forma resumida, os passos podem ser identificados na Figura 3.

Figura 3 – Passos para modelagem de séries de tempo baseada na metodologia de Box e Jenkins.



Fonte: Elaborado pelo autor.

As análises estatísticas foram feitas com uso dos softwares Eviews 7.0 e Statistica 9.1 ao nível de significância de 5%.

Nos próximos dois capítulos, por meio de dois artigos, são apresentados os resultados deste estudo.

5 ARTIGO 1

ANÁLISE DO NÚMERO DE DESEMPREGOS FORMAIS DE JANEIRO DE 2004 A DEZEMBRO DE 2014 NO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL - BRASIL¹

ANALYSIS OF THE NUMBER OF FORMAL UNEMPLOYED PEOPLE FROM JANUARY 2004 TO DECEMBER 2014 IN THE STATE OF RIO GRANDE DO SUL, BRAZIL

Resumo: Esta pesquisa tem por objetivo analisar o número mensal de desligamentos do emprego formal, por setor de atividade, de 01/2004 a 12/2014, no Rio Grande do Sul. Foi realizada uma análise descritiva, comparando-se o número de desligamentos e as diferenças entre dois períodos. Foi utilizada regressão simples para avaliar a ocorrência ou não de tendências significativas. Foram eliminados, no RS, 12.404.198 empregos celetistas no período considerado, sendo Indústria de Transformação o setor com maior número de desligamentos (3.813.805) e Extrativa Mineral com menor valor (25.490). Os resultados permitem concluir que o Rio Grande do sul apresentou valores elevados nos desligamentos, com tendência crescente significativa em sete dos oito setores considerados.

Palavras-chave: Evolução do desemprego. Setor de atividade econômica. Previsão. Rio Grande do Sul.

Abstract: This research aims to analyze the monthly number of job dismissals by industry, from January 2004 to December 2014, in the state of Rio Grande do Sul. A descriptive analysis was performed comparing the number of job dismissals and the differences between the two periods. A simple regression was used to assess the presence or absence of significant trends. In Rio Grande do Sul, a total of 12,404,198 formal jobs were eliminated over the period in question. Manufacturing had the highest number of dismissals (3,813,805) and mineral extraction the lowest (25.490). The results show that Rio Grande do Sul had a high rate of dismissals, with a significant growing trend in seven out of the eight industries analyzed.

Key words: Evolution of unemployment; Sector of economic activity; Forecasting; Rio Grande do Sul.

1 Breve histórico e caracterização

A crise atual que se estende em escala global é tema de discussão por diversos especialistas. Os resultados esperados por medidas de austeridade fiscal em curto, médio e longo prazo são incertos e preocupam todos os setores da economia. A situação reflete

¹ Artigo Publicado em: Estud. av. vol.29 no.85 São Paulo Sept./Dec. 2015. Autores: Juliana Haetinger Furtado, Adriano Mendonça Souza e Roselaine Ruviano Zanini.

prejuízo imediato ao mercado de trabalho. Trabalhadores estão sendo demitidos em massa e a informalidade está ganhando espaço, obstruindo os direitos até então conquistados. A sociedade brasileira passa por um momento onde a estrutura até então estável, tornou-se insegura com reflexos expressivamente desfavoráveis.

Nesse contexto, caracterizado por Antunes (2010) como um “processo de precarização estrutural do trabalho”, tomado por flexibilizações que limitam os direitos dos trabalhadores e geram prejuízos drásticos, afetam não só os indivíduos atores deste cenário, mas toda a sociedade brasileira. A situação é histórica e marcada por particularidades ora positivas, ora adversas.

O advento do Plano Real, período que antecede a este estudo, assinalou um cenário de abertura comercial, valorização de moeda estrangeira e elevadas taxas de juros que trouxeram por consequência redução de custos e aumento da produtividade, acarretando a diminuição drástica em postos de trabalho principalmente na indústria. Segundo Jornada (2004), no período entre 1994 e 2002, no Rio Grande do Sul (RS), as implicações foram desde as restrições nas exportações, ampliação dos empregos informais ao aumento significativo do PIB com desempenho médio maior que o nacional. No mesmo contexto, Accurso (2002) afirma que, no estado, entre 1990 a 1998, apenas o setor terciário ampliou suas vagas de emprego, enquanto nos setores primário e secundário foram reduzidas. Porém, este panorama não evidenciou queda na produção destes dois setores que, em termos percentuais, evoluíram em 6,6% e 3,8%, respectivamente, contra apenas 0,3% do setor terciário.

A retomada do crescimento da economia brasileira, a partir dos anos 2000, não influenciou diretamente no aumento da participação do Produto Interno Bruto (PIB) do RS no PIB nacional. Em meados da década de 1970, o RS participava com aproximadamente 8,5% do PIB brasileiro e, atualmente, representa em torno de 6,36% do PIB nacional. Destaca-se que, entre 2002 e 2011, o PIB nacional cresceu, em média, 3,8% ao ano, enquanto que, no RS, este crescimento foi aproximadamente 2,9%. Todavia, observando o período compreendido entre 2007 e 2011, quando a população do RS expandiu-se de forma mais lenta que a nacional, o PIB *per capita* rio-grandense, apresentou-se maior que o nacional, 3,6% contra 3,1%, tornando evidente que, para acompanhar o crescimento brasileiro, o RS pode apresentar um PIB menor desde que não haja expansão de sua população (HOFF; LAZZARI, 2014).

Os mesmos autores colocam ainda que, considerando o crescimento setorial desde 2002, quando a economia do estado representava 7,22% do Valor Adicionado Bruto (VAB) e reduziu para 6,45% em 2011, assim como ocorreu com os estados de São Paulo e Rio de

Janeiro, o setor da Agropecuária foi o único que contribuiu positivamente no VAB, com crescimento de 75,2% no RS contra 44,7% no Brasil neste período.

Em relação à oferta de emprego em todos os setores, consta no relatório sobre o mercado de trabalho no Rio Grande do Sul elaborado por Stein, Sulzbach e Bartels (2015), que a taxa de formalidade no setor privado no estado aumentou de 74,8%, em 2002, para 84,1%, em 2013. Para os autores, esta taxa poderia ser maior no caso da inexistência do piso regional em algumas categorias. Do mesmo modo, o nível de formalidade no mercado de trabalho aumenta à medida que a economia tem desempenho positivo. Por outro lado, ao mesmo tempo em que aumentam os desligamentos do emprego celetista, pode-se considerar o reflexo da decadência econômica no país ou no estado.

Em recente publicação do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED), que sintetiza informações do comportamento do mercado de trabalho formal no Rio Grande do Sul, foi divulgado que, em maio de 2015, foram eliminados, no estado, 15.815 empregos celetistas. Entretanto, nos cinco primeiros meses deste ano, ocorreu um acréscimo de 0,05% nas vagas, o que representa 1.335 novos postos de trabalho. No período de maio de 2014 até maio de 2015 contabilizou-se queda de 1,13% no nível de emprego, o que significa menos 30.662 postos de trabalho, aferindo os oito setores da economia. Considerando os municípios do RS que fazem parte do banco de dados do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), no caso, aqueles com mais de 30.000 habitantes, dos 71 apenas 8 municípios apresentaram saldo positivo ou nulo no que se refere aos postos de emprego formal em maio de 2015.

Assim, no intuito de verificar a situação do desemprego no estado do Rio Grande do Sul, este artigo tem por objetivo apresentar algumas estatísticas sobre os desligamentos no mercado de trabalho formal, em parâmetro microeconômico, evidenciando a importância do levantamento de dados disponibilizados pelo CAGED juntamente com o Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).

2 Procedimentos metodológicos

Para avaliar o comportamento dos desligamentos do emprego formal no Rio Grande do Sul por setor de atividade econômica e, para a realização deste, foi considerada a série histórica mensal de dados desde janeiro de 2004 a dezembro de 2014, disponibilizadas junto ao Ministério do Trabalho e Emprego.

O Ministério do Trabalho e Emprego disponibiliza um conjunto de tabelas que contém informações desagregadas segundo os setores econômicos do IBGE, classificadas por estados da Federação, principais regiões metropolitanas, municípios com mais de 10.000 habitantes para o estado de São Paulo e 30.000 habitantes para os demais estados conforme o último censo realizado. Os dados disponibilizados permitem obter informações em relação aos oito setores de atividade econômica (extrativa mineral, indústria de transformação, serviços industriais de utilidade pública- SIUP, construção civil, comércio, serviços, agropecuária e administração pública) para as 27 Unidades de Federação, para 9 regiões metropolitanas e 1102 municípios.

Inicialmente, neste estudo, foi realizada uma análise descritiva, de modo a encontrar os valores mínimos, máximos, média, desvio-padrão e coeficiente de variação para o número de desempregados relativo a cada setor em questão, bem como o valor total de admitidos e desligados e o respectivo saldo de empregos. Além disso, foram construídos os gráficos Box-Plot para elucidar melhor estas características descritivas.

A seguir, foi utilizado o teste de Shapiro-Wilk para verificar o ajuste dos dados à distribuição Normal. Para verificar se existe diferença significativa entre o número de desligados para todos os setores foi realizado o teste de Kruskal-Wallis.

Posteriormente, a série temporal foi dividida em dois períodos de 66 meses cada um (janeiro de 2004 - junho de 2009 e julho de 2009 - dezembro de 2014), e o teste U de Mann-Whitney foi realizado com o intuito de verificar se existe diferença significativa no número de desempregados quando se compara os dois períodos,. Finalizando, foi realizado um ajuste, por setor, por meio de modelo de regressão simples no tempo, para verificar se existe ou não tendência significativa no número de desempregados. Todos os testes foram realizados considerando-se um nível de 5% de significância e as análises estatísticas foram realizadas com o uso do software Statistica 9.1.

3 Resultados - Panorama dos desligamentos no mercado de trabalho formal no Rio Grande do Sul

O desemprego no mercado formal de trabalho no RS é caracterizado a seguir, no qual é possível observar a variação ocorrida em cada um dos setores: Extrativa Mineral, Indústria de Transformação, SIUP, Construção Civil, Comércio, Serviços, Agropecuária e Administração Pública.

No período compreendido entre janeiro de 2004 a dezembro de 2014, foram eliminados, no RS, 12.404.198 empregos celetistas, sendo que o setor que apresentou maior número de pessoas desligadas foi de Indústria de Transformação, com 3.813.805 trabalhadores demitidos. O setor com menor participação foi o Extrativa Mineral com um total de 25.490 desligados.

O setor que apresentou maior variação relativa nos desligamentos durante os 132 meses analisados, foi o setor da Administração Pública, com aproximadamente 52% de variação, e o setor com menor variação foi a Indústria de Transformação, com aproximadamente 16%. Todavia, o setor com maior número de desligamentos pontual, foi o setor de Serviços, com um total de 43.884 pessoas demitidas ocorrido em março de 2014.

Ainda, o setor que apresentou menor média (193,11) de desligamentos foi a Extrativa Mineral e o setor com maior média (28892,46) foi o setor de Indústria de Transformação. Os resultados mais detalhados podem ser observados na Tabela 1.

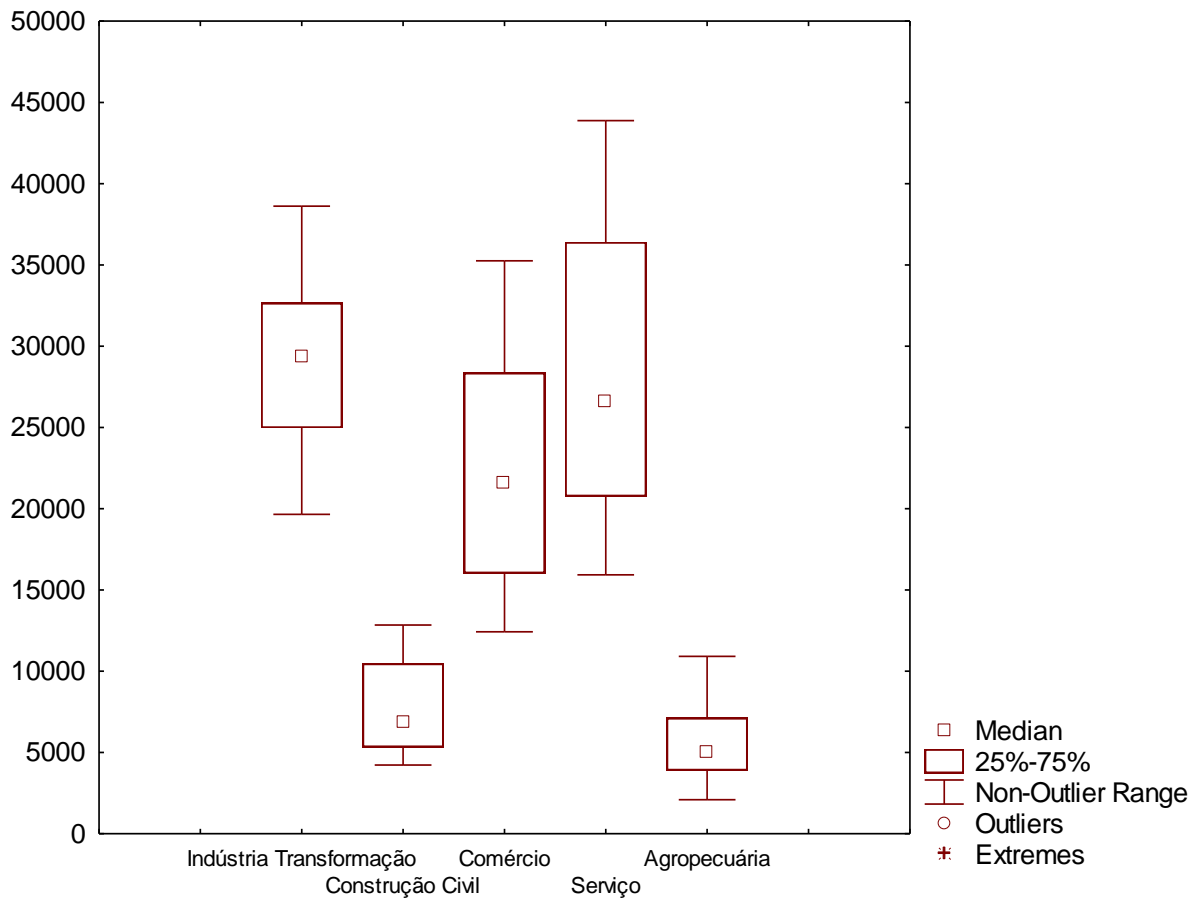
TABELA 1 - Medidas descritivas do número de desligamentos no RS, por setor.

Setores	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Coefficiente Variação (%)
Extrativa Mineral	193,11	94,00	992,00	82,740	42,85
Ind. Transformação	28.892,46	19.648,00	38.612,00	4.718,65	16,33
SIUP	486,39	220,00	914,00	140,34	28,85
Construção Civil	7.894,54	4.233,00	12.846,00	2.716,79	34,41
Comércio	22.329,53	12.425,00	35.254,00	6.444,24	28,86
Serviços	28.422,67	15.929,00	43.884,00	8.200,13	28,85
Administração Pública	316,81	115,00	1.054,00	166,26	52,48
Agropecuária	5.435,69	2.093,00	10.915,00	2.133,85	39,26

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do MTE

Na Figura 1 e Figura 2 é possível visualizar algumas características descritivas de cada setor, como mediana e quartis. Verifica-se que, para os cinco setores da Figura 1, não se observa a presença de *outliers* ou valores extremos.

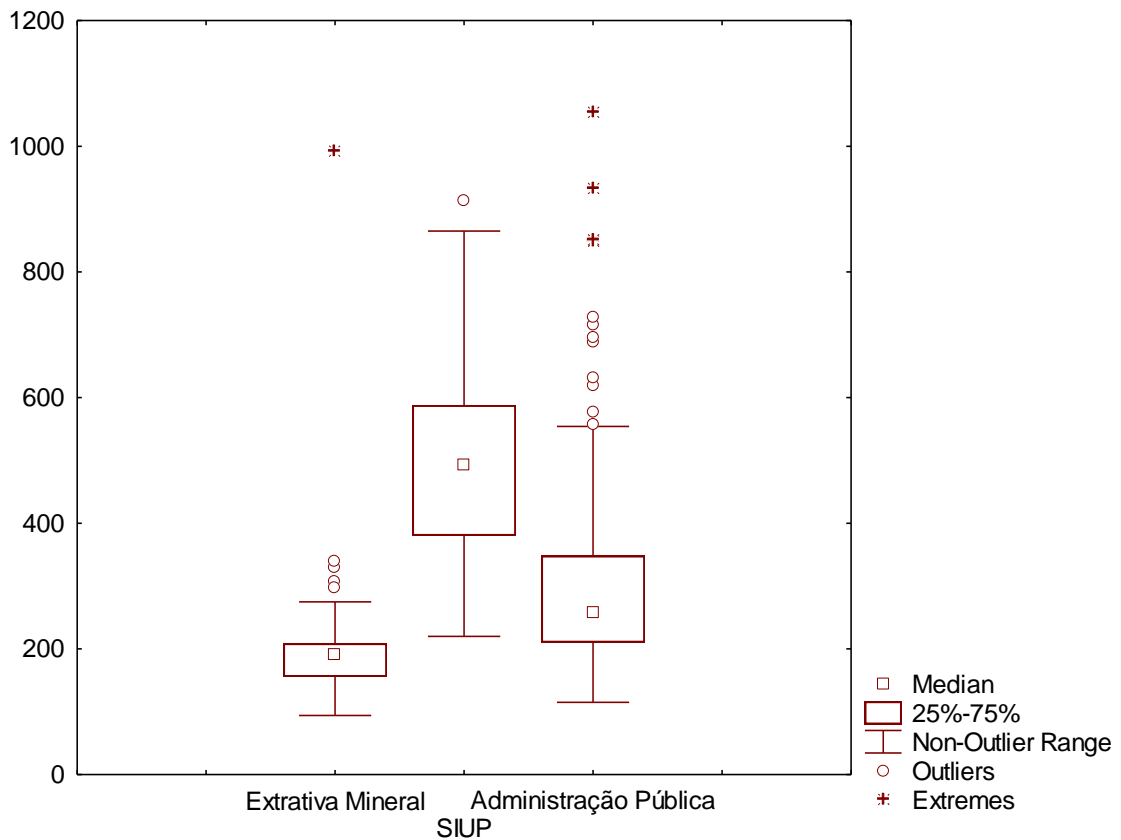
Figura 1 - Box-plot para os setores: Indústria de Transformação, Construção Civil, Comércio, Serviço e Agropecuária.



Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do MTE

Entretanto, para os três setores considerados na Figura 2, observa-se a presença de *outliers* e/ou valores extremos.

Figura 2 - Box-plot para os setores: Extrativa Mineral, SIUP e Administração Pública.



Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do MTE

A seguir, é apresentado o saldo de pessoas obtido entre o total de admitidos e o total de desligados no período de 132 meses em cada setor, de modo a comparar o setor que está em déficit ou não com o total de empregados celetistas. Segundo os dados do CAGED é possível observar que a Administração Pública foi o único setor que apresentou um déficit, de 40 trabalhadores no período considerado (Tabela 2.). Vale lembrar que, durante o período, a população do RS aumentou e, conseqüentemente, se elevaram as necessidades desta população em relação à oferta de emprego em todos os setores.

TABELA 2 - Número de pessoas admitidas, desligadas e saldo por setor, no RS.

Setores	Admitidos	Desligados	Saldo
Extrativa Mineral	28.317	25.490	2.827
Ind. Transformação	3.969.934	3.813.805	156.129
SIUP	71.032	64.203	6.829
Construção Civil	1.104.666	1.042.079	62.587
Comércio	3.216.965	2.947.498	269.467
Serviços	4.134.066	3.751.793	382.273
Administração Pública	41.779	41.819	-40
Agropecuária	723.071	717.511	5.560

Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do MTE

Não foi observada diferença significativa quando se comparou o número de desligamentos ocorridos no período entre janeiro de 2004 a dezembro de 2014 para os setores Extrativo Mineral e Administração Pública ($p=0,10$), Indústria de Transformação e Comércio ($p=0,13$), Indústria de Transformação e Serviço ($p=0,99$), SIUP e Administração Pública ($p=0,13$), Construção Civil e Agropecuária ($p=0,99$) e entre os setores Comércio e Serviço ($p=0,527009$). As comparações entre os outros setores apresentaram diferença significativa ($p<0,05$).

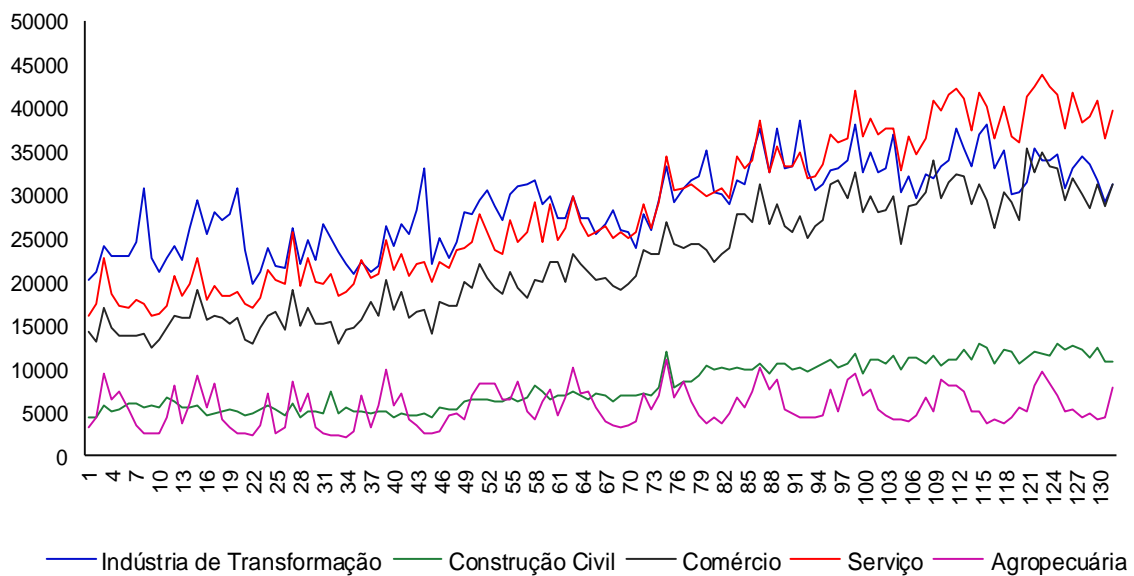
O pressuposto de normalidade para os dados da série, em cada setor, não foi atendido e, deste modo, por meio do teste não-paramétrico U de Mann-Whitney observou-se diferença significativa em relação ao número de pessoas desligadas, do primeiro para o segundo período, nos setores Extrativa Mineral ($p<0,001$), Indústria Transformação ($p<0,001$), SIUP ($p<0,001$), Construção Civil ($p<0,001$), Comércio ($p<0,001$) e Serviço ($p<0,001$). Não foi encontrada diferença significativa para o setor Administração Pública ($p=0,408$) e para o setor Agropecuário ($p=0,061$).

Nas Figuras 3 e 4, é observada a série completa dos desligamentos do emprego celetista formal no RS no período compreendido entre janeiro de 2004 e dezembro de 2014, que, devido à amplitude dos valores, foram separados em dois gráficos distintos de modo a obter maior clareza em sua análise.

Pode-se observar, na Figura 3, a evolução do número de desempregados para cinco setores. Dentre estes setores, verificou-se que todos apresentaram tendência crescente significativa no número de desempregados: Indústria de Transformação ($p<0,001$),

Construção Civil ($p < 0,001$), Comércio ($p < 0,001$), Serviço ($p < 0,001$) e Agropecuária ($p = 0,02$).

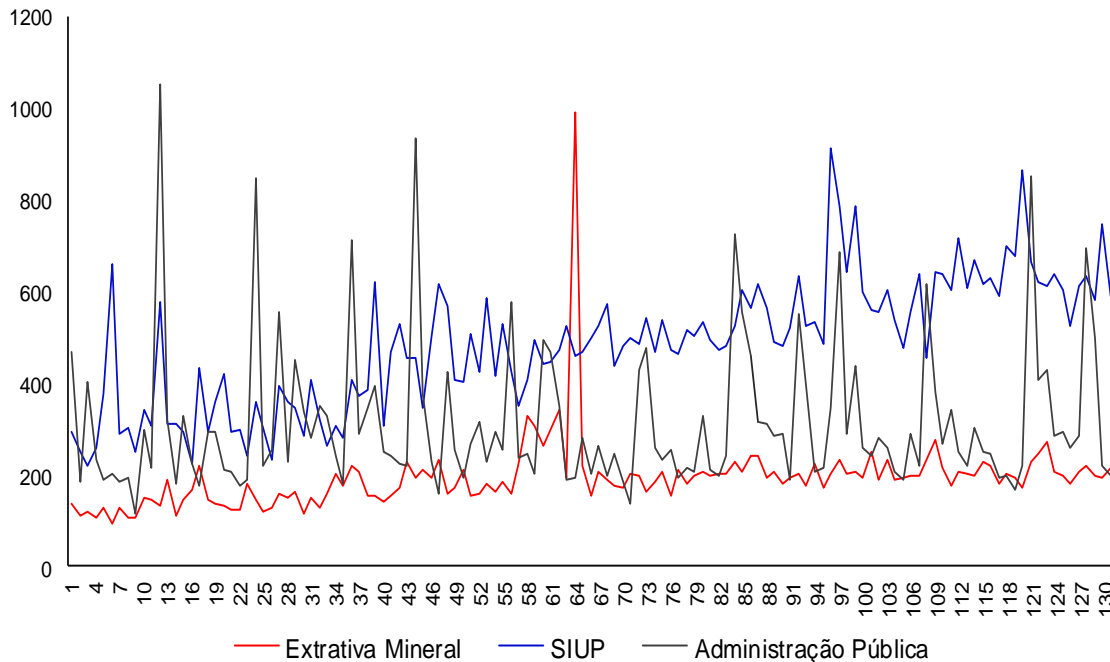
Figura 3 - Empregos celetistas formais eliminados no RS entre janeiro de 2004 e dezembro de 2014.



Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do MTE

Na Figura 4 é apresentado o comportamento dos setores Extrativa Mineral, SIUP e Administração Pública. Por meio da análise de regressão linear simples foi possível identificar os setores Extrativa Mineral e SIUP apresentaram tendência crescente significativa ($p < 0,001$) para o número de desempregados no RS. O setor de Administração Pública não apresentou tendência significativa de ($p = 0,46$).

Figura 4 - Empregos celetistas formais eliminados no RS entre janeiro de 2004 e dezembro de 2014.



Fonte: elaborado pelo autor a partir de dados do MTE

Não obstante, vale que ressaltar que os setores que apresentaram maior coeficiente angular na reta de ajuste apresentaram, ao longo do tempo, um crescimento maior em seu número de desligamentos no emprego celetista formal no RS, sendo que o setor com maior crescimento foi o de Serviços ($\alpha=202,69$), seguido do Comércio ($\alpha=156,90$). O setor que apresentou menor acréscimo foi Extrativa Mineral ($\alpha=0,6331$), o que indica que o aumento foi mais modesto em relação aos demais.

4 Análise dos resultados e discussão do desemprego em esfera nacional e estadual

É possível observar, atualmente, que o poder público, em parâmetro macroeconômico, não tem demonstrado eficiência em relação a políticas públicas necessárias para estabilizar o mercado de trabalho, diminuindo a informalidade, assegurando as vagas existentes evitando assim o desemprego em massa.

A falta de empenho para ordenar a entrada e saída de trabalhadores do mercado, evitando a rotatividade é reforçada por Baltar (2014), que evidencia o desrespeito da legislação trabalhista e instabilidade nos vínculos empregatícios, considerando elevada a taxa

de desemprego existente no país. No entanto, para o autor, a propensão de aumento do emprego formal assegurada por alguns indicadores, pode ser atribuída à formalização de empreendimentos que, de modo geral, está sujeito ao crescimento do PIB. Entretanto, atribui a sazonalidade na movimentação temporária nos postos de trabalho a mudanças estruturais na economia.

No tocante ao disposto, em recente pesquisa, utilizando dados dos últimos 30 anos da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), na região metropolitana de São Paulo (RMSP), Garcia e Gonzaga (2014), retrataram a evolução do desemprego, o perfil do desempregado e a formalização dos contratos de trabalho nesta região. Os resultados explicitaram que, na RMSP, a taxa total de desemprego teve picos na década de 1990, período de austeridade fiscal no país, decaindo somente a partir de 2002. Destacou ainda que, no período avaliado, a ocorrência da diminuição do espaço no mercado de trabalho por parte dos mais jovens, enquanto as mulheres ganharam mais espaço. Por conseguinte, em relação ao assalariamento, a formalização dos contratos de trabalho foi ampliada igualmente a partir de 2002.

Analogamente, em estudo realizado no estado do Rio Grande do Sul, Stein, Sulzbach e Bartels (2015) abordaram a questão da formalidade relacionada diretamente ao salário no estado e concluíram que: “quanto maior for o piso regional em relação ao salário mínimo nacional, maior será seu impacto na redução do tamanho do setor formal do mercado de trabalho” (p.28). Deste modo, pode-se afirmar que a formalidade no Rio Grande do Sul está fortemente associada ao valor que o empregado recebe, o que aparentemente configura o aumento ou redução dos postos formais de trabalho. Os autores colocam ainda que, quanto maior for o salário ofertado, maior o índice de formalidade, neste sentido, analogamente, os setores com maior número de desligamentos formais, e conseqüentemente, maior número de empregados celetistas, podem ser considerados os setores que ofertam maiores salários aos seus trabalhadores. Tal explicação se dá ao fato de que, um emprego formal obrigatoriamente precisa ofertar o piso da categoria, caso contrário, um salário menor não comportará os requisitos da formalidade.

Utilizando-se de outra base dados, da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), realizada em regiões metropolitanas, no Brasil, Monte, Junior e Pereira (2009) analisaram um contexto diferente: a influência do tempo do desemprego no salário recebido pelo trabalhador em sua reinserção no mercado de trabalho. Os resultados constataram perda salarial em sua recontração e, pessoas com ensino médio e superior e com idade entre 31 e 40 anos são as mais prejudicadas em virtude de exigências ao tipo de ocupação e rendimentos maiores esperados.

Nesse sentido, Carvalho (2011) realizou um estudo em todas as regiões metropolitanas também com base de dados da PED e analisou o cenário entre 1997/98 a 2007. Considerando apenas a região metropolitana de Porto Alegre (RMPA), a autora constatou um decréscimo em torno de 26% nos postos de trabalho na década de 1990, o que atribuiu, principalmente, ao fato da transferência de empresas para outras regiões do país em busca por incentivos fiscais e mão de obra mais barata.

Entre 1997/98 e 2007, na RMPA, a população economicamente ativa cresceu em torno de 29,2%, enquanto os ocupados, neste período, em todos os setores de atividade econômica, diminuíram apenas o setor de serviços ampliou a ocupação em 3%. Os assalariados com carteira assinada aumentaram em apenas 1% enquanto os ocupados na informalidade aumentaram em 3%. A taxa de desemprego aberto igualmente aumentou em 0,1% e, a estimativa de rendimento médio dos assalariados, em reais diminuiu de 1.202 em 1997/98 para 1.036 em 2007. Ainda, a estimativa de queda do rendimento real médio dos ocupados foi maior em indivíduos com ensino médio completo, com 31% de queda, o que também foi encontrado por Monte, Junior e Pereira (2009).

De modo semelhante, os resultados deste artigo evidenciaram um crescimento gradativo na eliminação dos empregos formais no estado do Rio Grande do Sul. Certamente diferentes indicadores, sejam sociais, econômicos ou políticos impactam nesta esfera.

Tal situação pode ser considerada crítica, uma vez que os dados mostram expectativas adversas e continuidade do quadro apresentado por Carvalho (2011), levando a desigualdades sociais e impactos desfavoráveis à economia do estado do Rio Grande do Sul.

Em suma, esta realidade é reflexo da administração política, econômica e social, pois o desemprego em todos os setores está relacionado a inúmeros fatores que produziram outro estudo mais aprofundado. Contudo, o aumento esperado nos desligamentos do emprego formal no Rio Grande do Sul, provoca angústia em relação ao futuro próximo e, como diz Accurso (2002, p.21), é constrangedor saber que o estado não dirige o caixa e sim “o caixa que dirige o estado”, sem perspectivas de mudança coerentes e positivas.

5 Considerações finais

A estimativa de aumento no desligamento de indivíduos em emprego formal em todos os setores de atividade econômica no Rio Grande do Sul é muito mais complexa do que é exposto neste estudo, pois esta informação não está dissociada de tantos outros fatores que afetam a evolução do mercado de trabalho. Ajustes fiscais, salário mínimo, aumento da

população, relações econômicas internas e externas, preço do câmbio, relações políticas, entre outros, interferem diretamente na oferta de postos de trabalho, formalidade dos contratos e desligamentos ou diminuição de vagas de emprego.

Falar em crise como justificativa da situação austera e desconsolada vigente, tornou-se corriqueiro em dias atuais, entretanto o apontamento de soluções sólidas e concretas por parte daqueles que se ofereceram politicamente para governar e controlar a realidade do estado escassamente é presenciada. Mudanças drásticas e superficiais devem ser analisadas com rigor, no intuito de evitar o insucesso ou regresso de avanços já alcançados.

Nessa perspectiva, a esperança prevalece no sentido de que autoridades competentes intervenham de forma substancial com a finalidade de minimizar os efeitos negativos da situação crítica presente no mercado de trabalho do RS, evitando assim a instabilidade e evacuação em massa de indivíduos empregados em todos os setores da economia.

Sendo assim, a redução do desemprego auxiliará na erradicação da desigualdade social, pois, em um estado que historicamente é coadjuvante no crescimento brasileiro, a promoção de iniciativas estratégicas é fundamental para a efetivação de um desenvolvimento próspero.

6 Referencias bibliográficas

ACCURSO, C. Estratégias de desenvolvimento para o Rio Grande do Sul. In: **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 23, n. esp., 2002.

ANTUNES, R. A crise, o desemprego e alguns desafios atuais. **Serviço Social e Sociedade**, n. 104, p. 632-636, out./dez. 2010. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0101-66282010000400003>>. Acesso em: 20 jun. 2015.

BALTAR, P. Política econômica, emprego e política de emprego no Brasil. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 28, n. 81, agosto 2014. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-40142014000200007>>. Acesso em: 10 jun. 2015.

CAGED, Cadastro Geral de Emprego e Desemprego. Dados estatísticos. **Ministério do Trabalho e Emprego**. 2015. Disponível em: <<http://portal.mte.gov.br/caged/>>. Acesso em: 10 jun. 2015.

CARVALHO, I. M. M. Mercado De Trabalho E Vulnerabilidade Em Regiões Metropolitanas Brasileiras. **Caderno Crh**, Salvador, v. 24, n. 62, p. 397-412, Maio/Ago. 2011. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ccrh/v24n62/a11v24n62.pdf>> Acesso em: 12 jun. 2015.

GARCIA, L.; GONZAGA, L. L. Pesquisa de Emprego e Desemprego: trinta anos de acompanhamento do mercado de trabalho na Região Metropolitana de São Paulo. **Estudos**

Avançados, São Paulo, v. 28, n. 81, mai./ago. 2014. Disponível em:
<<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-40142014000200009>>. Acesso em: 25 nov., 2014.

HOFF, C. R.; LAZZARI, M. R. **Desenvolvimento Econômico no Rio Grande do Sul**. (Org.). Ely José de Mattos e Izete Pengo Bagolin. Porto Alegre: Edipucrs, 2014.

JORNADA, M. I. H. O mercado de trabalho no Rio Grande do Sul e o Plano Real: principais evidências. **Indic. Econ. FEE**, Porto Alegre, v. 32, n. 2, p. 223-246, Ago. 2004.

MONTE, P. A.; JÚNIOR, I. T. A.; PEREIRA, M. L. O custo salarial da duração do desemprego para o trabalhador. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 19, n. 13, p. 443-470, set/dez. 2009.

STEIN, G.; SULZBACH, V. N.; BARTELS, M. **Relatório sobre o mercado de trabalho do Rio Grande do Sul - 2001-13**. Porto Alegre: FEE, 2015.

6 ARTIGO 2

MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS APLICADOS NO EMPREGO FORMAL NA REGIÃO SUL DO BRASIL

TIME SERIES MODELS APPLIED IN FORMAL EMPLOYMENT IN SOUTHERN BRAZIL

Resumo: O estudo do emprego e desemprego tem sido objeto de estudo em diversos países por muitos pesquisadores. Tal fato se deve principalmente às excessivas variações nas taxas de emprego e aumento de taxas de desemprego. Sendo assim, o objetivo deste artigo consiste na apresentação um estudo sobre a evolução do emprego formal em quatro setores de atividade econômica (construção civil, comércio, indústria de transformação e serviços) em três estados da região Sul do Brasil (Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná). Os dados utilizados são disponibilizadas pelo Cadastro Geral de Empregados e Desempregados junto ao Ministério do Trabalho e Emprego. Para atingir o objetivo proposto, inicialmente realizou-se uma análise descritiva dos dados e, posteriormente, utilizou-se a metodologia de Box e Jenkins de séries temporais. Para isso, foram consideradas as séries históricas mensais do emprego formal nos quatro setores de cada um dos estados, a partir de maio de 2003 até dezembro de 2014, totalizando 140 meses. Realizou-se o ajuste de modelos para o período dos primeiros 132 meses e, para avaliar a qualidade das previsões considerou-se o período de oito meses fora da amostra. Os resultados possibilitaram encontrar modelos que permitiram determinar a previsão do emprego formal por setor de atividade econômica na região Sul do Brasil. Conclui-se que, os modelos encontrados apresentaram previsões satisfatórias, pois acompanharam o processo dos valores reais, evidenciando pequenos valores para o erro absoluto percentual médio.

Palavras-chave: Emprego. Setor de atividade econômica. ARIMA. Modelos de Previsão. Séries Temporais.

Abstract: The study of employment and unemployment has been studied in several countries by many researchers. This is due mainly to excessive variations in employment rates and higher unemployment rates. Thus, the purpose of this article is to present a study on the evolution of formal employment in four sectors of economic activity (construction, trade, manufacturing and services) in three states of southern Brazil (Rio Grande do Sul, Santa Catarina and Parana). The data used are available from the General Register of Employed and Unemployed with the Ministry of Labor and Employment. To achieve this purpose, initially we performed a descriptive analysis of the data and subsequently used the methodology of Box and Jenkins time series. For this, the monthly time series of formal employment were considered in the four sectors of each of the states, from May 2003 to December 2014, totaling 140 months. We carried out the adjustment patterns for the period of the first 132 months, and to assess the quality of the predictions is considered the period of eight months out of the sample. The results make it possible to find models for determining the forecast of formal employment by sector of economic activity in southern Brazil. In conclusion, the models found showed satisfactory predictions as accompanied the process of the actual values, showing small values to the absolute average percentage error.

Key words: Employment. Sector of economic activity. ARIMA. Forecast models. Time Series.

1 Introdução

A economia global tem apresentado sucessivas previsões de baixo crescimento econômico, o que gera forte impacto sobre o emprego. Segundo o Sumário Executivo da Organização Internacional do Trabalho (ILO, 2014), em 2013 existiam cerca de 202 milhões de desempregados em todo o mundo, superando em torno de 5 milhões ao ano anterior, destacando que, o emprego não está expandindo o suficiente para acompanhar o crescimento da mão-de-obra do trabalho.

Em 2014, o dinamismo econômico continuou em baixa, sendo que, em muitos países da América Latina e Caribe, ocorreram significativas reduções nas taxas de criação de novos empregos. A taxa de emprego na região supracitada, diminuiu, assim como em 2013, na comparação anual (entre os mesmos trimestres de cada ano). É importante ressaltar que a redução na taxa de crescimento econômico começou a produzir variações negativas (queda) na taxa de emprego urbano desde o segundo trimestre de 2013, até o terceiro trimestre de 2014, apesar da ligeira recuperação atividade econômica. Isto implica que, a partir desse período, a taxa de crescimento do emprego foi menor do que a taxa de crescimento da população em idade ativa (OIT, 2014).

No Brasil, historicamente, a dinâmica do mercado de trabalho, no período do Brasil Colônia, estava alicerçada no trabalho escravo. Em meados do século XVI, em que ocorreu o recrutamento de indígenas, devido à restrição da escravidão imposta por jesuítas, apesar da existência de remuneração em espécie ou não, tal situação não caracterizava um mercado de trabalho, pois, devido ao fato que, quando o sistema não é capaz de criar sua oferta de trabalho, se torna refém do tráfico. (BARBOSA, 2003).

Após o fim da escravidão em 1888, em que este tipo de trabalho tornou-se ilegal, aconteceram sucessivas transformações. A partir de 1930 até 1970, adveio a transição da sociedade agrária para a urbano industrial. Neste período, o país evidenciou elevado crescimento por meio da modernização e avanços no acesso aos direitos trabalhistas (POCHMANN, 2014).

O mesmo autor destaca ainda que, em 1980, o Brasil caracterizava-se como a oitava economia do mundo, mas o terceiro mais desigual. Contudo, a partir disso, Helal e Rocha (2011) afirmam que o novo modelo capitalista implantado, com a inserção de tecnologias, trouxe como consequências maior flexibilidade no mercado de trabalho e as relações se tornaram mais precárias com maior informalização no emprego.

No período entre 1998 e 2003, a economia no país se desenvolveu com baixo crescimento e alta inflação. Todavia, o aquecimento da economia em caráter global, entre 2004 e 2008 e a recuperação da atividade econômica, motivaram melhoria no mercado de trabalho no Brasil. No ano de 2009, momento em que ocorria a crise internacional, ocorreu leve queda no crescimento econômico do país, mas com rápida e pequena recuperação em 2010. Porém, partir de 2011, o Brasil adentra em um momento de desaceleração que além de demonstrar baixo crescimento em todos os setores da economia, impactou negativamente o mercado de trabalho. Com investimentos em baixa e inflação em alta, a geração de emprego formal no país diminuiu, significativamente, desde 2011 até 2014 (MATTOS, 2015).

Ainda, a trajetória do mercado de trabalho no Brasil nos anos de 2014 e primeiro semestre de 2015, evidenciaram uma mudança ainda mais radical. Em 2014, a queda nos postos formais de trabalho só não foram maiores porque a população economicamente ativa não aumentou de forma expressiva, porém os rendimentos sofreram impactos de redução devido à alta crescente da inflação. O primeiro semestre de 2015 apresentou um quadro grave em relação à estrutura do mercado de trabalho. As taxas de desemprego aumentavam gradativamente enquanto o saldo líquido do resultado entre as admissões e demissões no mercado formal de trabalho apresentava-se negativo (LÚCIO, 2015).

Neste sentido, fica evidente a necessidade de atenção contínua nas taxas de emprego na sociedade, tema abordado neste estudo, cujo objetivo é a análise do emprego formal, com o ajuste de modelos por meio do uso da metodologia de Box e Jenkins para séries temporais bem como a previsão para o emprego formal em quatro setores de atividade econômica em três estados da região Sul do Brasil.

Diante disso, este artigo apoia-se no fato de que, uma pesquisa que possa prever a situação com o máximo de precisão, pode de certa forma orientar o mercado de trabalho bem como auxiliar a tomada de medidas de modo a otimizar a distribuição das vagas (WANG; LIU, 2009), pois, de acordo com Schanne et al., (2008), prever o desenvolvimento dos mercados de trabalho regionais fornece informações importantes para os agentes políticos, institucionais e econômicos para seus respectivos processos de planejamento.

Dentre pesquisas sobre tendências e previsão de emprego ainda se pode destacar estudos desenvolvidos por Sarantis e Swales (1999), Schanne et al. (2008), Wang e Liu (2009), Gupta et al. (2013), Siliverstovs (2013), Marinoiu (2015). A nível nacional ou regional no Brasil, em relação à perspectiva futura do emprego, temos Junior (2009), Becker (2010), Andrade (2011), Mattei e Rodolfo (2012), Bohn (2013), Strassburger et al. (2014), Mattos e Lima (2015) e Lucio (2015),

Este artigo está subdividido em três seções, sendo que, a partir desta, são apresentados os materiais e métodos, seguidos dos os resultados e discussão e, por fim, as considerações finais deste trabalho.

2 Materiais e métodos

Foram utilizados, nesta pesquisa, dados secundários disponibilizados junto ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), alimentados pelo Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED). As informações são disponibilizadas em tabelas que contém informações de forma desagregada dos setores de atividade econômica segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e, classificadas por unidades de federação, principais regiões metropolitanas e municípios com mais de 10.000 habitantes para o estado de São Paulo e 30.000 habitantes para os demais estados, conforme o último censo realizado.

Considerou-se a série histórica para as admissões no emprego formal de quatro setores de atividade econômica: construção civil, comércio, indústria de transformação e serviços; nos três estados da região Sul do Brasil: Rio Grande do Sul (RS), Santa Catarina (SC) e Paraná (PR), desde maio de 2003 a dezembro de 2014, totalizando 140 observações mensais em cada estado, sendo utilizado para modelagem 132 meses, ficando oito meses fora da amostra para avaliar a qualidade dos valores previstos.

Primeiramente, realizou-se uma análise descritiva em que se calculou a média, desvio-padrão, mínimo, máximo e total, para cada setor. Após, empregou-se para fins de modelagem, a metodologia de previsão de séries temporais de Box e Jenkins, por modelos ARIMA e SARIMA.

Seja Z_t uma série temporal definida a seguir, em que Y_t é uma série temporal não estacionária e, a série diferenciada uma vez de Y_t é:

$$Z_t = \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (1)$$

enquanto a série temporal diferenciada d vezes de Y_t (MORETTIN; TOLOI, 2004) é dada por:

$$Z_t = \Delta^d Y_t \quad (2)$$

Pode-se representar Z_t por um modelo ARMA, ou seja, um modelo autorregressivo, integrado e de médias móveis. Segundo Makridakis et al. (1998), o modelo autorregressivo, integrado e de médias móveis, ARIMA (p,q,d), onde p é a ordem da componente autorregressiva, d é o número de diferenças tomadas na série e q é a ordem da componente de médias móveis, após a série tornar-se estacionária, é representado na equação 3:

$$\Delta^d Y_t = Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \alpha + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3)$$

Os modelos ARIMA que levam em consideração a sazonalidade estocástica dos dados são chamados de modelos SARIMA, representados por SARIMA (p,q,d) x (P,Q,D)_s, em que (p,q,d) representa a parte não sazonal, (P,Q,D) representa a parte sazonal do modelo e, ainda, s é o número de períodos sazonais (MADDALA, 1992). O processo de estimação dos parâmetros autorregressivos ϕ e Φ , de ordem p e P respectivamente, e, os parâmetros de médias móveis θ e Θ de ordem q e Q respectivamente, com constante α , é dado na equação 4:

$$\begin{aligned} \nabla^D \Delta^d Y_t = & \underbrace{\phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p}}_{\text{autorregressivo (p)}} + \alpha - \underbrace{\theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}}_{\text{médias móveis (q)}} \quad (4) \\ & + \underbrace{\Phi_1 Z_{t-1s} + \Phi_2 Z_{t-2s} + \dots + \Phi_P Z_{t-SP}}_{\text{autorregressivo sazonal (P)}} - \underbrace{\Theta_1 \varepsilon_{t-1s} - \Theta_2 \varepsilon_{t-2s} - \dots - \Theta_Q \varepsilon_{t-SQ}}_{\text{médias móveis sazonal (Q)}} \end{aligned}$$

Os ajustes dos modelos ARIMA e/ou SARIMA foram realizados segundo diretrizes a seguir.

Inicialmente, verificou-se a presença de estacionariedade por meio dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) proposto por Said e Dickey, em 1984 e o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) (KWIATKOWSKI et al., 1992). Para estacionarizar a série foi considerado um número finito “d” de diferenças. Em seguida, investigou-se a existência ou não de sazonalidade, por meio dos testes de Kruskal-Wallis e Friedman, além da observação de lags sazonais significativos na FAC e FACP da série a ser modelada.

Do mesmo modo, plotou-se a função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP) da série que, segundo Gujarati (2004), a FAC pode ser utilizada como teste de estacionariedade simples, e, assim como a FACP, permite diretrizes ao pesquisador na obtenção e identificação do processo gerador no modelo da série temporal. Ainda, quando os valores da FAC e FACP não são estatisticamente significativos, assim

como a soma das autocorrelações ao quadrado, indicam que os resíduos do modelo potencial são puramente aleatórios.

Os modelos foram ajustados e o diagnóstico destes baseou-se na análise dos resíduos utilizando-se o teste de Ljung e Box, onde os resíduos ε_t devem ser i.i.d (independentes e identicamente distribuídos) com distribuição $N \sim (0, \sigma^2)$ (MADDALA, 1992).

Para seleção do melhor modelo, foi considerado aquele que incluía um número ótimo de parâmetros, que pode ser feito por meio dos critérios de informação AIC - critério informacional de Akaike, proposto por Hirotugu Akaike em 1974, e o critério informacional Bayesiano - BIC, idealizado por Gideon Ernst Schwarz em 1978. Assim, optou-se pelo modelo que minimiza os valores obtidos por meio destes critérios, em que, os valores BIC e AIC são comparados entre os vários modelos potenciais como a base para a seleção do modelo (ENDERS, 1995; BOX et al., 2008). O critério de informação AIC pode ser visualizado na equação 5:

$$AIC_p = 2 \log(Lp) + 2[(p + 1) + 1] \quad (5)$$

e, o critério informacional BIC é representado na equação 6:

$$BIC_p = -2 \log(Lp) + [(p + 1) + 1] \log(n) \quad (6)$$

onde Lp é a função de máxima verossimilhança do modelo e p é o número de variáveis explicativas consideradas no modelo.

Por fim, com os modelos selecionados, realizou-se a previsão das séries, para os oito períodos fora da amostra. A equação de previsão para modelos ARIMA é expressa por:

$$\hat{Z}_t(h) = \phi_1[\tilde{Z}_{t+h-1}] + \dots + \phi_{p+d}[\tilde{Z}_{t+h-p-d}] + \varepsilon_{t+h} - \theta_1[\varepsilon_{t+h-1}] - \dots - \theta_q[\varepsilon_{t+h-q}] \quad (7)$$

onde podem ser utilizados Z e ε conhecidos ou previstos (BOX et al., 2008).

O processo de previsão de um modelo SARIMA $(p,d,q) \times (P,D,Q)$ é semelhante ao processo desenvolvido para o ARIMA (p,q,d) . Após estabelecer o valor da variável no período $t+1$, aplica-se o operador esperança. As previsões de valores futuros Z_{t+h} , dados Z_1, \dots, Z_t , são obtidas por meio da seguinte equação:

$$[Z_{t+h}] = E[Z_{t+h}|Z_t, Z_{t-1}, \dots; \varphi, \theta, \Phi, \Theta] \quad (8)$$

e, após o ajuste dos modelos e o cálculo das previsões, obteve-se o erro percentual médio absoluto (MAPE), de cada modelo escolhido, o qual representa a média percentual da divisão entre erro de previsão e o valor real, com o intuito de avaliar as previsões. A equação é dada por:

$$MAPE = \frac{\sum_{h=1}^n \left| \frac{\varepsilon_t(h)}{Z_{t+h}} \right|}{n} \times 100 \quad (9)$$

em que $\varepsilon_t(h)$ é o erro de previsão no período h e n é o valor de elementos considerados.

Foram ajustados 12 modelos, um para cada estado e setor de atividade econômica. As análises estatísticas foram realizadas com uso dos softwares Eviews 7.0 e Statistica 9.1 ao nível de significância de 5%.

Mais detalhes teóricos em relação à modelagem e previsão em séries históricas podem ser encontradas em estudos desenvolvidos por Dickey e Fuller, 1979, Maddala, 1992, Kwiatkowski et al., 1992, Hamilton, 1994, Enders, 1995, Intriligator et al., 1996, Hill et al., 1999, Gujarati, 2004, Patterson, 2000, Box et al., 2008, entre outros.

3 Resultados e discussão

Este estudo abordou a evolução do emprego formal na região do Brasil, sendo que, nesta seção, são descritos os resultados encontrados com base na metodologia utilizada.

Na Tabela 1 é possível observar os resultados da análise descritiva realizada. No setor de construção civil (CC), no RS, registrou-se o mínimo de admissões referente ao número de empregos formais de 3.319, enquanto, o máximo registrado, em fevereiro de 2014, foi de 14.305 admissões. No estado de Santa Catarina, do mesmo modo, o mínimo foi em dezembro de 2003, com apenas 1.682 novas vagas no setor e, o máximo, em fevereiro de 2014, com 11.057 admissões.

No PR, no mesmo setor, o mínimo de admissões foi de 3.010, em dezembro de 2003 e, o máximo, de 15.883, foi registrado em janeiro de 2013.

No setor de comércio (COM), no estado do RS, o menor valor correspondente às admissões, foi de 12.696 e, ocorreu em fevereiro de 2004, enquanto que o máximo, foi de

37.036, em março de 2014. Em SC, o mínimo (9.065) ocorreu em junho de 2003 e, o máximo, em outubro de 2013, quando foram admitidos 28.057 empregados neste setor. Evidenciou-se novamente em dezembro de 2003, um número mínimo de 13.954 novas admissões no PR, sendo o máximo de 39.150 em fevereiro de 2014.

O setor indústria de transformação (IT), apresentou no RS, em dezembro de 2008, o número mínimo admissões (11.975), enquanto que em março de 2010, registrou-se o valor máximo, de 49.962, sendo o maior valor absoluto registrado no período dentre os três estados considerados. Em SC, o mínimo registrado (7.409) foi em dezembro de 2003, e, em fevereiro de 2014, observou-se o número máximo de 47.149 novos empregos neste setor. O valor mínimo de admissões no estado do Paraná (7.977), aconteceu em dezembro de 2003, enquanto o máximo foi de 39.494 em abril de 2013.

O setor de serviços (SER) foi o que mais contribuiu em termos absolutos totais, em admissões de emprego nos três estados. No RS, em fevereiro de 2004, houve o valor mínimo de novos empregos no setor (16.733) e, em março de 2013, o máximo, de 49.715 admissões. Em SC, o mínimo de 11.643 foi em junho de 2003 e, o máximo, 41.650, mais uma vez, em fevereiro de 2014. No estado do PR, no mesmo setor, evidenciou-se um mínimo de 15.906 admissões no emprego, que, ocorreu em dezembro de 2003 e, o máximo, de 59.031, em fevereiro de 2014.

Pode-se concluir, em termos gerais, que o Paraná foi o estado que mais contribuiu com as admissões no emprego formal na região Sul do Brasil, totalizando 13.477.283 vagas nos quatro setores considerados, durante os 140 meses. Mais detalhes podem ser vistos na Tabela 1.

TABELA 1 - Análise descritiva do emprego formal por setores de atividade econômica na região Sul do Brasil de 05/2003 a 12/2014.

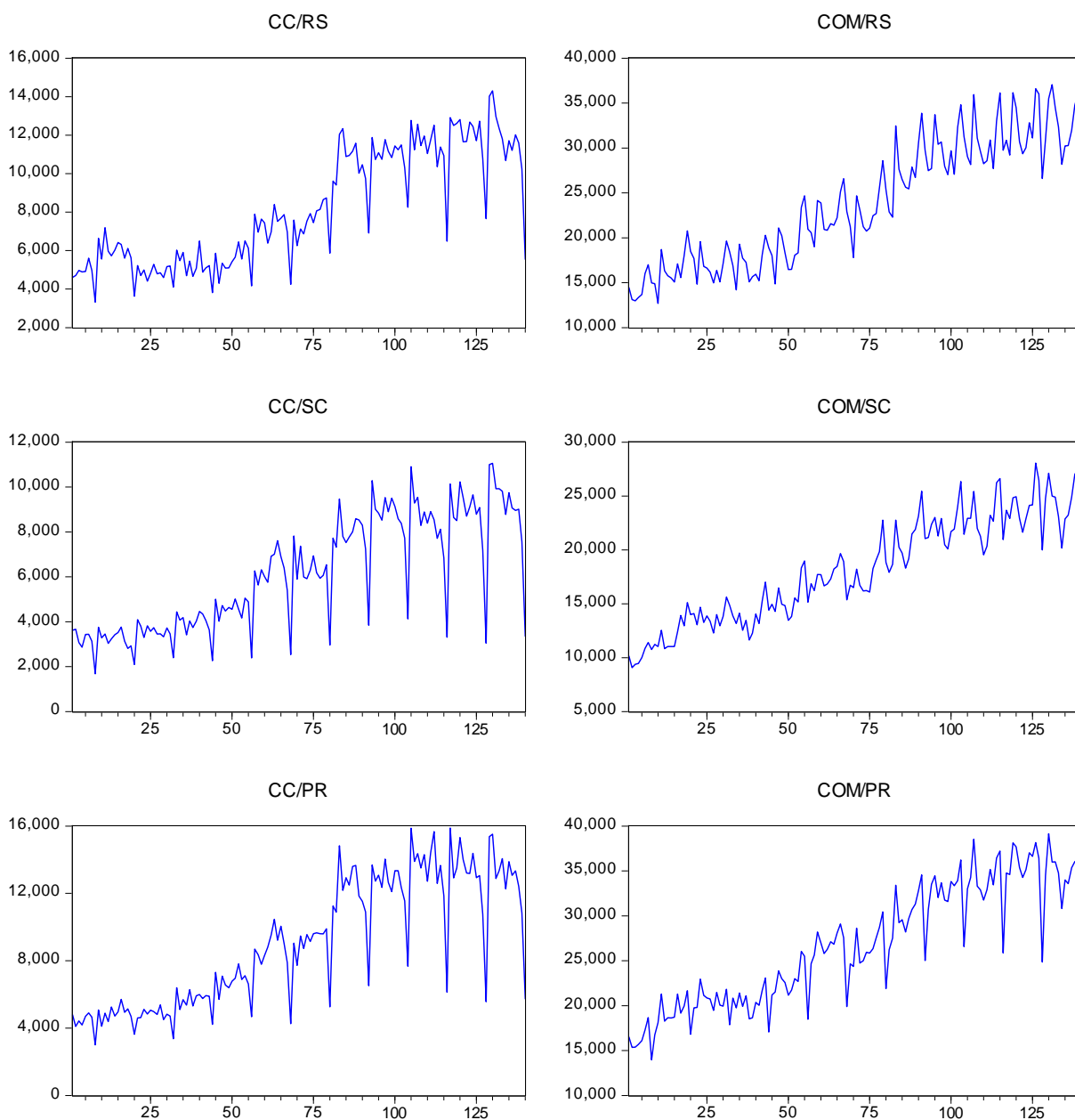
	Média	Desvio padrão	Amplitude	Mínimo	Máximo	Total
Rio Grande do Sul						
CC	8.161,90	2.990,85	10.986	3.319	14.305	1.142.666
COM	23.804,06	6.863,76	24.340	12.696	37.036	3.332.569
IT	29.474,16	7.863,07	37.987	11.975	49.962	4.126.382
SER	30.572,83	9.122,09	32.982	16.733	49.715	4.280.196
Santa Catarina						
CC	6.116,44	2.535,49	9.375	1.682	11.057	856.302
COM	18.140,14	4.859,97	18.992	9.065	28.057	2.539.620
IT	24.885,60	7.717,48	39.740	7.409	47.149	3.483.984
SER	24.299,06	7.359,22	30.007	11.643	41.650	3.401.869
Paraná						
CC	9.031,21	3.767,25	12.873	3.010	15.883	1.264.369
COM	26.702,90	6.716,83	25.196	13.954	39.150	3.738.406
IT	26.288,70	7.321,02	31.517	7.977	39.494	3.680.418
SER	34.243,50	9.867,97	43.125	15.906	59.031	4.794.090

CC: construção civil; COM: comércio; IT: indústria de transformação; SER: serviços.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Figura 1 é possível observar o comportamento dos setores de construção civil e comércio nos três estados, durante os 140 meses considerados. É presumível, pela visualização, que as séries do emprego nestes dois setores, não apresentam evidências de estacionariedade. Nota-se claramente a mudança de nível das séries nos dois setores, além de características de tendência ascendente, assim como, demonstram também, indícios de sazonalidade. No setor de construção civil, em termos absolutos, o estado do Paraná, apresenta os maiores valores, enquanto Santa Catarina, os menores.

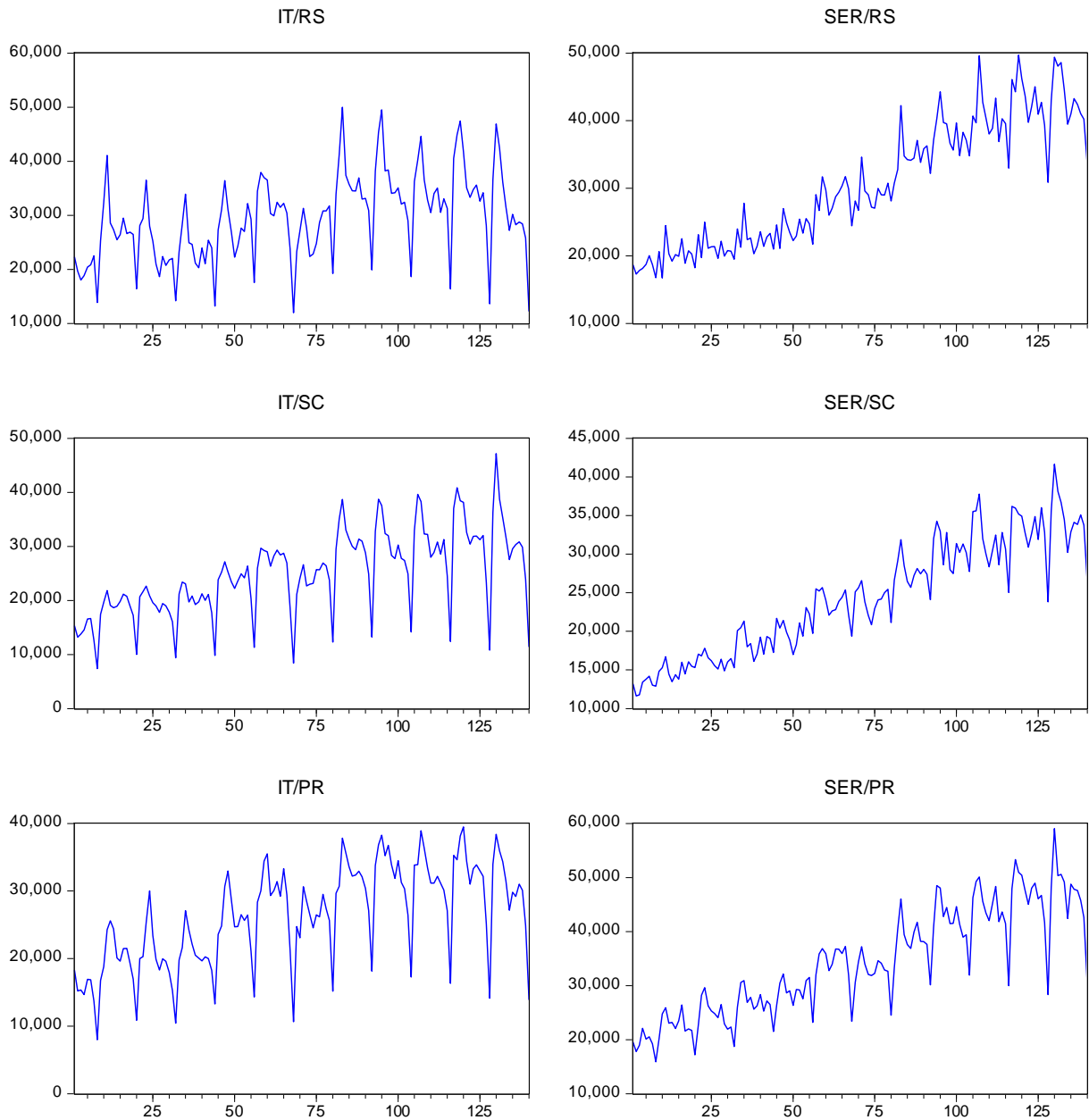
Figura 1 - Séries temporais do número de empregos formais do setor de construção civil (CC) e comércio (COM) na região Sul do Brasil entre 05/2003 a 12/2014.



Fonte: elaborado pelo autor.

O comportamento dos setores de indústria de transformação e serviços é mostrado na Figura 2. Há fortes evidências de que setor IT possui comportamento sazonal, sendo que no RS, observam-se picos mais elevados e, em SC, destacam-se picos inferiores de menor valor absolutos nas admissões neste setor. O setor SER, além de demonstrar tendência ascendente, características de mudança de nível e não estacionariedade, é possível notar comportamento semelhante nas séries dos três estados. Ainda, neste mesmo setor, observa-se que no PR ocorreram os maiores valores absolutos.

Figura 2 - Séries temporais do número de empregos formais dos setores de indústria de transformação (IT) e serviços (SER) na região Sul do Brasil entre 05/2003 a 12/2014.



Fonte: elaborado pelo autor.

Na Tabela 2 apresenta-se os principais resultados dos testes de raiz unitária ADF e KPSS. Pelo fato de que, no setor de construção civil no RS, a hipótese de raiz unitária foi aceita, optou-se pela diferença de primeira ordem na modelagem na série.

TABELA 2 - Testes de estacionariedade por setor de atividade econômica

Setor	Estado	Série em nível		Série 1ª diferença	
		ADF ¹	KPSS ²	ADF ¹	KPSS ²
CC	RS	-0,7659 (I(1))	1,3519 (I(1))	-3,3007 (I(0))	0,5000 (I(1))
	SC	-0,7099 (I(1))	1,3911 (I(1))	-4,7801 (I(0))	0,2558 (I(0))
	PR	-1,0045 (I(1))	1,3938 (I(1))	-3,3823 (I(0))	0,2644 (I(0))
COM	RS ³	-0,8669 (I(1))	1,4749 (I(1))	-3,8203 (I(0))	0,1328 (I(0))
	SC	-1,1035 (I(1))	1,4867 (I(1))	-4,5874 (I(0))	0,2074 (I(0))
	PR	-0,9504 (I(1))	1,4569 (I(1))	-3,7407 (I(0))	0,2686 (I(0))
IT	RS	-1,9800 (I(1))	0,9979 (I(1))	-3,0626 (I(0))	0,2589 (I(0))
	SC ³	-1,6732 (I(1))	1,4326 (I(1))	-3,4014 (I(0))	0,3335 (I(0))
	PR	-1,4615 (I(1))	1,2946 (I(1))	-3,0564 (I(0))	0,2873 (I(0))
SER	RS ³	-0,2718 (I(1))	1,4528 (I(1))	-4,7568 (I(0))	0,3048 (I(0))
	SC	-0,7394 (I(1))	1,4733 (I(1))	-3,1875 (I(0))	0,2635 (I(0))
	PR	-0,6377 (I(1))	1,4443 (I(1))	-4,4231 (I(0))	0,2888 (I(0))

CC: construção civil; COM: comércio; IT: indústria de transformação; SER: serviços.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Dentre os modelos selecionados, aqueles que melhor satisfizeram os pressupostos metodológicos, foram escolhidos como os modelos para previsão do número de emprego. Todas as séries evidenciaram modelos com a presença de componente sazonal com defasagem de 12 períodos.

No setor de construção civil, os modelos de SC e PR se assemelham no sentido em que apresentaram apenas componentes autorregressivas, com diferença sazonal, enquanto no RS, a componente de médias móveis foi incluída.

No setor de comércio, os três modelos se diferenciaram com suas particularidades, além de que, a série no RS, foi necessária uma transformação logarítmica para satisfazer o pressuposto de normalidade.

Analogamente, ocorreu na indústria de transformação, porém, neste caso, foi necessário aplicar uma transformação para a série no estado de SC.

¹Valores críticos de MacKinnon (1996): -3.493.129 (1%); -2.888.932 (5%) e -2.581.453 (10%).

²Valores críticos de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1): 0.739 (1%); 0.463 (5%) e 0.347 (10%).

³Série transformada por logaritmo.

No setor de serviços, novamente, a série do RS foi transformada e todos os modelos tiveram parâmetros autorregressivos, mas apenas para o RS e PR foram necessários parâmetros de médias móveis.

Os doze modelos com seus respectivos parâmetros, bem como os valores encontrados para os critérios AIC e BIC são detalhados na Tabela 3.

TABELA 3 - Modelos de previsão do emprego formal por setor de atividade econômica nos estados do Sul do Brasil

SETOR	Modelo	RS	SC	PR
CC	SARIMA	$(1,1,1^*)(0,1,1)_{12}$ t= 2	$(2^*,0,0)(1,1,0)_{12}$ t= 1 e t=4	$(1,0,0)(1,1,0)_{12}$
	Parâmetros	$\phi = -0,310$ $\theta_2 = -0,414$ $\Theta = -0,671$	$\alpha = 654,304$ $\phi_1 = 0,489$ $\phi_4 = 0,282$ $\Phi = -0,463$	$\alpha = 910,656$ $\phi = 0,598$ $\Phi = -0,398$
	AIC	16,093	15,843	16,782
	BIC	16,163	15,944	16,857
COM	SARIMA	$(1,1,2^*)(1,0,0)_{12}^{**}$ t=2 e t=12	$(2^*,0,0)(1,1,0)_{12}$ t= 1 e t=3	$(1,0,2^*)(0,1,1)_{12}$ t=1 e t=3
	Parâmetros	$\phi = -0,358$ $\Phi = 0,909$ $\theta_2 = -0,513$ $\theta_{12} = -0,440$	$\alpha = 1240,412$ $\phi_1 = 0,395$ $\phi_3 = 0,322$ $\Phi = -0,363$	$\alpha = 1833,280$ $\phi = 0,848$ $\theta_1 = -0,593$ $\theta_3 = 0,270$ $\Theta = -0,528$
	AIC	-3,070	16,868	17,235
	BIC	-2,976	16,969	17,352
IT	SARIMA	$(1,0,1^*)(0,1,1)_{12}$ t=12	$(1,0,1^*)(1,1,1)_{12}^{**}$ t=7	$(2^*,0,0)(1,1,0)_{12}$ t=1 e t=3
	Parâmetros	$\phi = 0,864$ $\theta_{12} = -0,920$ $\Theta = 0,478$	$\phi = 0,927$ $\Phi = 0,267$ $\theta_7 = -0,319$ $\Theta = -0,869$	$\phi_1 = 0,635$ $\phi_3 = 0,227$ $\Phi = -0,360$
	AIC	18,515	-2,413	18,276
	BIC	18,585	-2,313	18,352
SER	SARIMA	$(1,1,1^*)(1,0,1)_{12}^{**}$ t=2	$(2^*,0,0)(1,1,0)_{12}$ t=1 e t=3	$(1,0,1^*)(0,1,1)_{12}$ t= 3
	Parâmetros	$\phi = -0,519$ $\Phi = 0,972$ $\theta_2 = -0,546$ $\Theta = -0,870$	$\alpha = 2071,806$ $\phi_1 = 0,349$ $\phi_3 = 0,338$ $\Phi = -0,368$	$\alpha = 2632,530$ $\phi = 0,515$ $\theta_3 = 0,280$ $\Theta = -0,348$
	AIC	-2,967	17,535	18,031
	BIC	-2,873	17,636	18,125

CC: construção civil; COM: comércio; IT: indústria de transformação; SER: serviços.

* Parâmetros significativos nos “t” lags correspondentes.

** Modelo utilizando transformação logarítmica.

Fonte: Elaborado pelo autor.

A seguir, na Tabela 4, são apresentados os valores reais e os previstos, para os quatro setores, nos três estados, considerando os oito meses do ano de 2014 que ficaram fora da amostra. No setor de construção civil, em todos os estados, a previsão ficou em sua maioria, com valores superiores aos valores reais. No setor do comércio, com menor MAPE, os meses de maio, junho, agosto e outubro, tiveram previsão maior que o observado, já nos meses de setembro, novembro e dezembro, a previsão foi menor que os valores reais. Contudo, de modo geral, tanto nos dados observados quanto previstos, a partir do mês de outubro de 2014, as vagas de emprego formal no sul do Brasil convergem ao declínio, tendo como base os números absolutos.

TABELA 4 - Ajuste de previsão do emprego formal por setor de atividade econômica nos estados do Sul do Brasil com base nos dados fora da amostra

SETOR	Período	RS		SC		PR	
		Real	Previsto	Real	Previsto	Real	Previsto
CC	mai/14	11.806	12.755	9.811	9.883	14.066	13.889
	jun/14	10.676	11.831	8.779	9.655	12.263	13.485
	jul/14	11.710	11.859	9.750	9.613	13.884	13.731
	ago/14	11.202	12.304	9.070	9.883	13.064	15.528
	set/14	12.018	10.543	8.959	8.639	13.328	12.216
	out/14	11.587	12.659	9.013	9.248	12.412	14.132
	nov/14	10.240	10.298	7.565	7.632	10.840	11.171
	dez/14	5.532	7.721	3.338	3.630	5.719	6.086
MAPE		7,563		8,359		8,772	
COM	mai/14	32.333	32.620	23.080	24.543	34.757	36.483
	jun/14	28.166	30.472	20.176	21.645	30.818	34.243
	jul/14	30.223	29.871	22.874	22.497	33.998	34.456
	ago/14	30.282	33.258	23.222	24.874	33.591	36.080
	set/14	31.971	29.036	24.884	23.644	35.342	34.338
	out/14	34.770	36.864	27.008	28.658	36.027	36.786
	nov/14	36.065	34.566	27.499	26.658	36.235	36.220
	dez/14	30.173	29.867	21.908	21.608	26.687	26.218
MAPE		0,391		4,450		3,614	
IT	mai/14	31.510	31.421	31.708	31.900	31.445	32.404
	jun/14	27.208	29.368	27.558	30.339	27.160	28.860
	jul/14	30.193	28.074	29.540	29.698	29.811	29.133
	ago/14	28.269	31.710	30.341	28.171	29.192	30.929
	set/14	28.770	27.093	30.850	28.029	31.007	28.855
	out/14	28.409	30.102	29.868	32.279	30.087	29.978
	nov/14	25.796	24.251	23.895	23.411	24.897	24.072
	dez/14	12.207	13.659	11.377	11.914	13.870	14.025
MAPE		6,446		0,5420		6,4107	
SER	mai/14	44.543	46.046	34.486	35.594	49.175	50.611
	jun/14	39.473	41.685	30.210	32.483	42.431	46.092
	jul/14	40.971	42.488	32.873	33.800	48.772	47.788
	ago/14	43.257	44.883	34.110	36.155	47.828	50.840
	set/14	42.400	41.325	33.843	31.702	47.598	45.145
	out/14	41.046	44.288	35.063	37.155	45.786	48.866
	nov/14	40.216	41.358	33.768	33.030	42.593	42.737
	dez/14	33.322	37.063	26.160	26.820	29.950	32.346
MAPE		0,401		4,501		4,423	

CC: construção civil; COM: comércio; IT: indústria de transformação; SER: serviços.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para melhor visualização, na Figura 3, é possível observar os valores reais e previstos dos três setores em cada estado com base em cada um dos doze modelos escolhidos para todo o período considerado. Na Figura 3(a), representa-se o ajuste de previsão para o estado do RS; na Figura 3(b), o ajuste para SC e, na Figura 3(c), para o PR. As letras LN ao final de cada sigla, indicam que a série foi transformada por logaritmo e, a letra F ao final das siglas, representa a previsão da série de dados.

Figura 3 - Ajuste de previsão do número de empregos formais dos setores de atividade econômica na região Sul do Brasil entre 05/2003 a 12/2014. (continua)

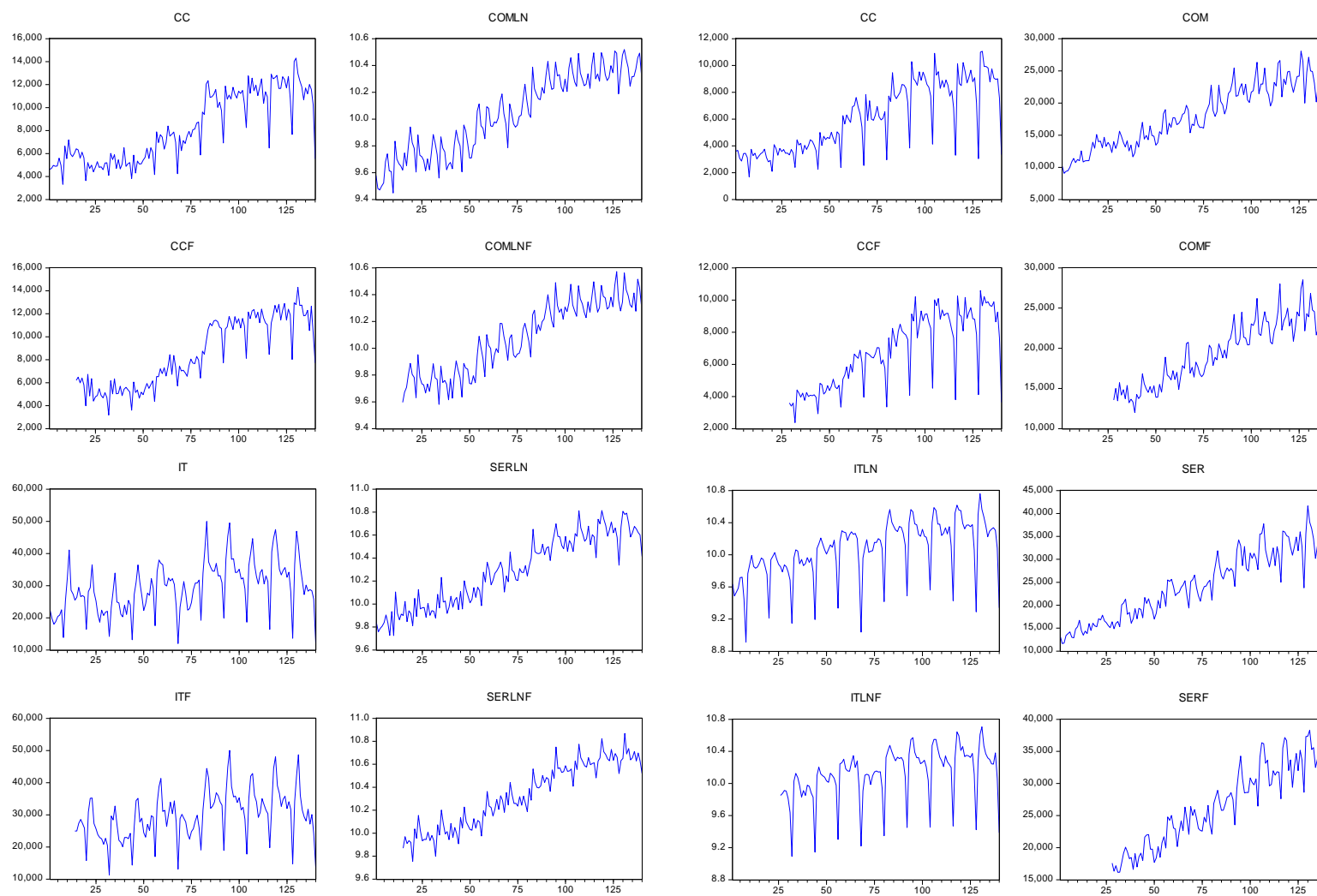


Figura 3 - Ajuste de previsão do número de empregos formais dos setores de atividade econômica na região Sul do Brasil entre 05/2003 a 12/2014. (conclusão)

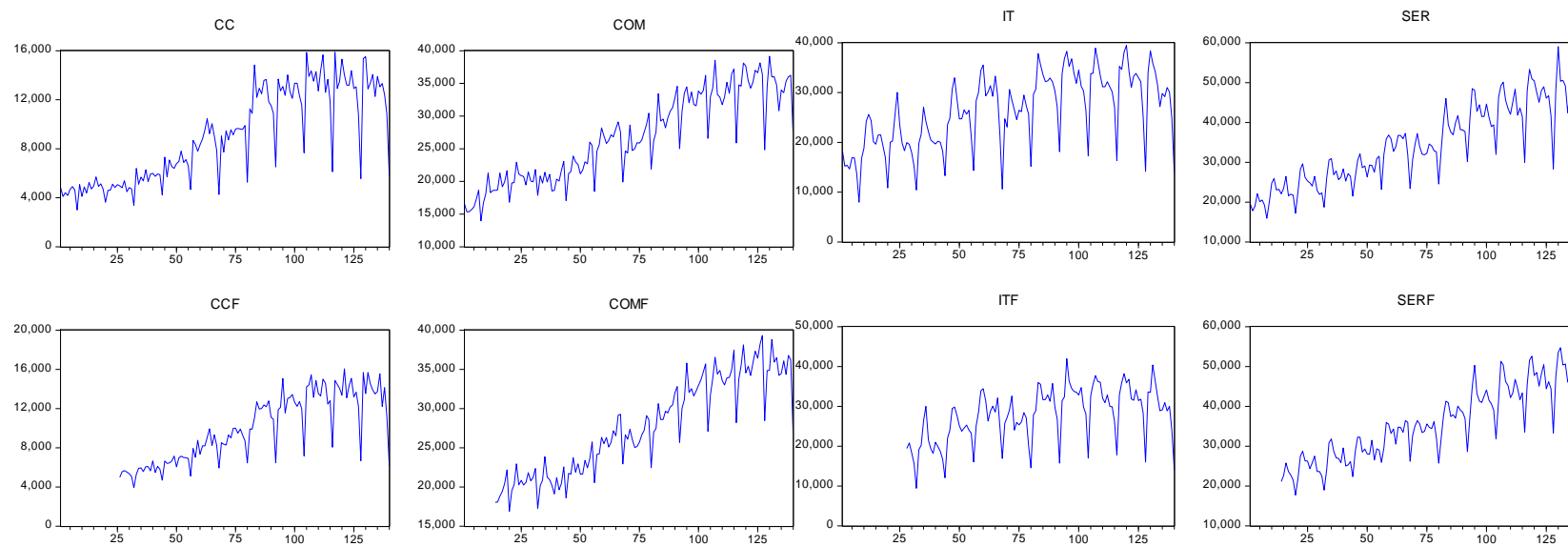


Figura 3 (c)

Dentre os modelos encontrados nesta pesquisa, todos apresentaram componente sazonal. Foram ajustados diversos modelos, para cada setor até que fosse encontrado o melhor de acordo com os critérios metodológicos. A previsão realizada pode ser considerada boa, visto que o MAPE, em todos os modelos, foi baixo.

Dentre alguns estudos sobre a evolução do emprego, esta pesquisa apresenta semelhanças com alguns autores nacionais e internacionais que também fizeram uso de modelagem e previsão, mesmo com abordagens distintas.

Em um estudo realizado na Grã-Bretanha, Sarantis e Swales (1999) procuraram prever o crescimento do emprego no setor de serviços. Diferente de nossa abordagem, que se limitou à utilização da metodologia de Box e Jenkins, os autores fizeram uso de quatro modelos de previsão: parâmetros variáveis no tempo, regressão, regressão do estado de espaço (SSR), que para os autores é semelhante ao modelo de regressão de resíduos de Box e Jenkins e costumam produzir menor BIC e maior R^2 , e modelagem ARIMA. Assim como ocorreu neste trabalho, os modelos encontrados pelos referidos autores também evidenciaram sazonalidade em todos os modelos. Contudo, pelo pressuposto da raiz do erro quadrático médio (RMSE), o modelo SSR foi considerado o melhor e, o modelo ARIMA o menos favorável para a previsão do crescimento do setor de serviços na Grã- Bretanha.

Já na Alemanha, com o objetivo de prever o emprego em um mês em 176 distritos do mercado de trabalho alemão, Schanne et al. (2008) aplicaram o modelo espacial Global VAR (GVAR), além do ARIMA e o modelo sazonal de Holt-Winter. Do mesmo modo como neste artigo, a sazonalidade foi incluída nos modelos. No entanto, como intuito de comprovar que a influência potencial referente ao crescimento do emprego de um distrito diminui com o aumento da distância do distrito, os modelos GVAR apresentaram erro de previsão menor que os outros modelos. Nesta pesquisa não se procurou relacionar a influência de um estado ao outro e sim verificar as semelhanças na evolução do número de empregos neste região, pela proximidade e aspectos econômicos similares.

Na China, que é um país com efetivo elevado de mão de obra, Wang e Liu (2009) fizeram uso da modelagem ARIMA, para fins de previsão do emprego trimestral na indústria de computadores entre 2002 e 2007. Para os autores, esta metodologia possui alta precisão, sendo aplicável em curto prazo. Neste caso, a metodologia abordada é a mesma deste trabalho, apesar de realidade e aspectos regionais e setoriais diferenciados. Porém, assim como neste estudo, os autores citados, ajustaram modelos SARIMA para a previsão do emprego, contudo, além de um modelo para a oferta de emprego, ajustaram também um modelo para a demanda das vagas.

Neste estudo, assim como nos citados, objetivou-se ajustar modelos que melhor se adequassem à evolução do número de empregos. As diferenças se devem à realidade, especificidade dos dados e metodologia utilizada. Porém, nos Estados Unidos, Gupta et al. (2013), ajustaram modelos de previsão do emprego em oito setores de atividade econômica a nível nacional. Os autores foram além deste trabalho quando, a base de dados utilizada, compreendeu o período entre janeiro de 1972 a março de 2010. Além disso, os autores não utilizaram apenas um modelo, nem utilizaram a metodologia de Box e Jenkins, o que diferencia esta pesquisa, mas realizaram comparação de efetividade dentre modelos VAR, VAR bayesiano, componentes principais, VAR bayesiano aumentado e VEC. Concluíram que os modelos de fator autorregressivo aumentado bayesiano (BFAAR) e fator aumentado do vetor de correção de erros bayesiano (BFAVEC e combinações) fornecem significativamente melhores previsões.

Na Romênia, a previsão do emprego no setor da indústria foi foco de estudo de Marinoiu (2015). Diferente da abordagem utilizada neste estudo com valores absolutos, os resultados foram colocados em percentagem, em termos totais do emprego, onde o autor utilizou valores anuais para o período entre 1980 e 2012. O autor ajustou três modelos: suavização exponencial, ARIMA e redes neurais. A sazonalidade, fator incluído nos modelos deste trabalho, não foi utilizada pelo autor. O modelo de suavização exponencial, foi escolhido como o melhor, pois para o autor, evidenciou o menor erro de previsão.

Na Suíça, a ideia foi prever as taxas de emprego em tempo real, realizando previsões a curto prazo. A base de dados se assemelha a utilizada neste trabalho visto que, na Suíça, a base é atualizada a cada dois ou três meses e, o CAGED, atualiza a base de dados mensalmente. O objetivo do autor, Siliverstovs (2013), era se antecipar em relação às informações divulgadas. Ele empregou os modelos AR, autorregressivo de defasagem distribuída (ARDL) e, um modelo de média bayesiana (BMA). A conclusão foi de que o modelo ARDL apresentou raiz do erro quadrático médio (RMSE) menor e, maior precisão para os dados dentro e fora da amostra.

No Brasil, a base de dados do CAGED, assim como neste estudo, foi utilizada por Junior (2009). O autor escolheu para análise a cidade do Rio de Janeiro, cujas informações de admissões e desligamentos compreenderam o período entre julho de 1994 e julho de 2009. Assim como nesta pesquisa, foi abordada a metodologia de Box e Jenkins, com o diferencial do teste de cointegração de Johansen para avaliar a relação a longo prazo entre o nível de emprego e arrecadação. A série de dados utilizada pelo referido autor, também precisou de transformação logarítmica. Contudo, o que diferencia do presente estudo, é o fato de que a

análise não foi realizada por setor. O modelo encontrado não incluiu componentes sazonais, diferente dos modelos desta pesquisa, na qual a incorporação da sazonalidade, nos doze modelos encontrados, mostrou ajuste mais satisfatório do que os potenciais modelos encontrados sem parâmetros sazonais.

Outro estudo no Brasil, utilizando-se de modelos de séries temporais, foi na região metropolitana de Recife, estado de Pernambuco, por Andrade (2011). Os dados utilizados foram obtidos na Agência Estadual de Planejamento e Pesquisas de Pernambuco (CONDEPE). Neste caso, o autor ajustou um modelo para os índices do desemprego nesta região. O modelo ajustado teve a inclusão de componente sazonal. Embora a característica do estudo abordada pelo referido autor seja diferente desta, destaca-se que, a sazonalidade está presente tanto na evolução do emprego quanto desemprego quando se utiliza a metodologia de Box e Jenkins, evidenciando melhor ajuste das séries de dados em questão.

Lucio (2015) avaliou o emprego e desemprego em seis regiões metropolitanas no Brasil. Dentre elas, apenas a Região de Porto Alegre na região Sul do Brasil. As estimativas apontadas pelo autor evidenciam que, entre janeiro de 2009 e junho de 2015, três destas regiões apontaram crescimento de assalariados com carteira assinada, no setor privado, sendo a região de Porto Alegre com crescimento estimado de 1,7%, enquanto aqueles sem carteira assinada, no mesmo período seria de 3,2%. Apesar de não utilizar a modelagem matemática, deixa claro a possibilidade de que o mercado de trabalho tende ao aumento do desemprego e informalidade. Em relação à estimativas futuras, a presente pesquisa não realizou esta abordagem, mas certamente é um tema a se considerar com atenção, dada a atual situação de crise econômica vivenciada no Brasil.

Especificamente na região Sul, na região metropolitana de Porto Alegre, RS, modelos de previsão de séries temporais também foram utilizados. Porém, neste caso, para análise do desemprego. Becker (2010) usou a base de dados mensais do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE), durante o período entre 1993 e 2009. O autor ajustou modelos de suavização exponencial, modelos de Holt-Winters e modelos SARIMA. A soma dos quadrados do erro de previsão foi critério de seleção, sendo selecionado o modelo multiplicativo de Holt- Winters. Destaca-se que, apesar da região do referido estudo estar compreendida na região Sul, objeto de estudo deste artigo, outro modelo tenha se adequado melhor que o SARIMA, o foco do estudo, a realidade dos dados são diferentes.

Em SC, um estudo realizado por Mattei e Rodolfo (2012), a metodologia centrou-se apenas na análise descritiva. A base de dados foi a Pesquisa Nacional por Amostra de

Domicílios (PNAD). Os resultados mostraram que este estado apresentou um crescimento da população economicamente ativa (PEA) na primeira década do século XXI. Os setores de atividade econômica, comércio e serviços evidenciaram expansão, com maior concentração das vagas de emprego, enquanto o setor agropecuário, exibiu progressiva participação do mercado de trabalho. Ainda, o autor destaca que, apesar do aumento da formalização dos empregos, em torno de 4% ao ano, tendência observada graficamente no presente estudo, os salários permaneceram inferiores.

Strassburger et al. (2014), caracterizaram o mercado de trabalho na região metropolitana de Curitiba, PR. A comparação realizada entre o ano 2000 e 2010, evidenciou aumento do emprego, com exceção de dois municípios. Os oito setores da economia foram avaliados e, apenas os setores Extrativa Mineral e Administração Pública (que não foram contemplados no presente estudo), sofreram queda no percentual das vagas de emprego. O referido autor destaca o aumento do dinamismo do emprego nesta região, visto que o aumento do emprego variou, no período especificado, entre 20,17% e 80,61%. Nesta região, o setor de serviços foi o mais representativo em termos absolutos do emprego. Além disso, o autor explorou o valor adicionado fiscal (VAF) dos municípios e o quociente locacional e multiplicador do emprego. Assim como neste estudo, em que se pode verificar o gráfico do comportamento nos 140 meses analisados, a suave tendência crescente nas vagas de emprego nos três estados, o mesmo foi constatado pelo autor, no caso, na região metropolitana de Curitiba, visto que, sendo uma região mais populosa, apresenta maior contribuição em termos totais no estado do PR.

Os estudos em relação à evolução do número de empregos podem ser percebidos nesta discussão, em maior grau, em pesquisas internacionais. A nível nacional, algumas análises focaram a descrição de dados e também, análise de desemprego e, de forma mais localizada. Entretanto, nos estudos que contemplaram modelos de séries temporais, em sua maioria, a inclusão de componente sazonal ficou evidente. Embora algumas pesquisas tenham identificado outros modelos de previsão como mais eficientes para ajuste das séries de dados, destaca-se que, as realidades e períodos avaliados são distintos e peculiares, assim como a metodologia.

Cabe ressaltar ainda que, apesar da crise vivenciada do Brasil, com aumento das taxas de desemprego, a abertura de novos empreendimentos ampliou. De fato, de acordo com dados da SERASA (2016), a perda de postos formais de emprego, assim como a modesta oferta de vagas de empregos e incentivos fiscais impulsionaram a criação de 1.963.952 novas empresas no Brasil em 2015, sendo que, destas, 75,9%, foram de Microempreendedores Individuais

(MEIs) e, o setor de serviços com maior participação. A Região Sul do Brasil, ocupa o terceiro lugar, com 322.206 empresas criadas no Brasil em 2015 (16,4% do total, sendo 6,3% no PR, 6% no RS e 4,1% em SC). Em relação a variação de 2014 para o ano de 2015, o estado do PR apresentou acumulado de 8,3% na criação de empresas, SC, 8,1% e o RS 2,3%.

4 Considerações finais

De um modo geral, as pesquisas existentes diferenciam-se umas das outras devido à abordagem e metodologias empregadas.

Neste caso, o objetivo deste trabalho foi ajustar modelos de previsão para quatro setores de atividade econômica nos três estados pertencentes à região Sul do Brasil: Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná. Assim, foram ajustados doze modelos SARIMA de previsão, para os setores de construção civil, comércio, indústria de transformação e serviços.

Os resultados iniciais apontaram as séries com características não estacionárias, com tendência crescente, mudança de nível e aspectos de sazonalidade.

Os modelos ajustados comprovaram tais suposições, visto que todas séries necessitaram de diferença para estacionarizá-las bem como, a inclusão de componente sazonal, com defasagem de 12 períodos, se fez necessária em todos os modelos.

A previsão com base nos dados fora da amostra foi considerada satisfatória, pois, os valores previstos mostraram-se semelhante aos valores reais, evidenciando baixo valor do MAPE nos modelos ajustados.

Os modelos ajustados podem ser considerados modelos potenciais para serem utilizados em pesquisas futuras. No entanto, a inclusão de períodos subsequentes requer atenção devido ao fato de estatísticas nacionais evidenciarem queda significativa nos postos de trabalho, com saldo negativo entre admissões e demissões de emprego na maioria dos setores de atividade econômica no ano de 2015.

Há muito a se estudar e analisar ainda em relação ao emprego formal. Esta pesquisa pretende contribuir não só com a literatura acadêmica, mas também com instituições que tenham interesse em prever os possíveis passos futuros no que tange este assunto e, fornecer subsídios para tomada de decisão.

5 Referências

- Andrade, P.C. de R., 2011. Estudo da série da taxa de desemprego na região metropolitana de recife. *Rev. da Univ. Val. do Rio Verde* 9, 3–18.
- Augusto, F., Mattos, M. de, Lima, S., 2015. Apontamentos para o debate sobre o pleno emprego no Brasil. *Econ. e Soc.* 2, 293–328.
- Barbosa, A.D.F., 2003. A FORMAÇÃO DO MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL :
- Becker, M.H., 2010. Modelos para Previsão em Séries Temporais : uma Aplicação para a Taxa de Desemprego na Região Metropolitana de Porto Alegre Modelos para Previsão em Séries Temporais : uma Aplicação para a Taxa de Desemprego na Região Metropolitana de Porto Alegre.
- Box, G. E. P.; Jenkins, G. M.; Reinsel, G. C. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. 4th ed. Prentice Hall: New York: 2008.
- CAGED, Cadastro Geral de Emprego e Desemprego. Dados estatísticos. Ministério do Trabalho e Emprego. 2015. <<http://portal.mte.gov.br/caged/>>.
- Dickey, Da.A. ;FullerWayn. A., 1979. Distribution of the Estimators for Autorregressive Time series With a Unit Root. *J. Am. Stat. Assoc.* 74, 427–431.
- Enders, W. *Applied econometric time series: Wiley sries in probability and mathematical statistics*. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.
- Gujarati, D.N. *Basic Econometrics*. 4ª ed., New York: McGraw-Hill, 2004. 1003 p.
- Gupta, R., Kabundi, A., Miller, S.M., Uwilingiye, J., 2013. Using large data sets to forecast sectoral employment. *Stat. Methods Appt.* 23, 229–264. doi:10.1007/s10260-013-0243-6
- Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princenton: Princenton University Press, 1994. 799p.
- Helal, D. H.; Rocha, M. 2014. O discurso da empregabilidade: o que pensam a academia e o mundo empresarial. *Cadernos Ebape.* 9, 139-154. doi: 10.1590/S1679-512011000100009.
- Hill, C.; Griffiths, W.; Judge, G. *Econometria*. Tradução: Alfredo Alves de Farias. São Paulo: Saraiva, 1999. 408 p.
- ILO, 2014. *Global employment trends 2014*.
- Intriligator, M.D.; Bodkin, R. G.; Hsiao, C. *Econometrics models, techniques, and applications*. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1996. 654p.
- Junior, H.M., 2009. Previsão do nível de emprego e política pública na cidade do Rio de Janeiro. *São Paulo Perspec* 23, 100–108.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root How sure are we that economic time series have a unit root ? 54,

- 159–178.
- Lucio, C.G., 2015. Desafios para o crescimento e o emprego. *Estud. Avançados* 29, 21–34. doi:10.1590/S0103-40142015008500003
- Maddala, G. S. *Introduction to econometrics*. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 2004. 631p.
- Makridakis, S.; Wheelwright, S. C.; Hyndman, R. J. *Forecasting: Methods and Applications*. Wiley & Sons, 1998, 642 p.
- Marinoiu, C., 2015. Selecting the Best Model to Forecast Romanian Employment in Industry 5, 53–61.
- Morettin, P. A.; ToloI, C. M. C. 2004. *Análise de séries temporais*. São Paulo: Edgard Blücher LTDA, 2004. 529p.
- OIT, 2014. *Panorama Laboral 2014: América Latina y el Caribe*.
- Patterson. K. *An introduction to applied econometrics: a time series approach*. Basingstoke: Maccmillian Press LTD, 2000. 795 p.
- Pochmann, M., 2014. Brasil: segunda grande transformação no trabalho? *Rev. Estud. Avançados* 28, 23–38. doi:10.1590/S0103-40142014000200003
- Sarantis, N., Swales, C., 1999. Modelling and forecasting regional service employment in Great Britain. *Econ. Model.* 16, 429–453. doi:10.1016/S0264-9993(99)00009-7
- Schanne, Norbert; Wapler, Rüdiger; Weyh, A., 2008. *Regional Unemployment Forecasts with Spatial Interdependencies*, IAB-Discussion Paper.
- Serasa Experian. 2016. *Com crise e desemprego, abertura de empresas cresce 5,3% em 2015*.
- Silverstovs, B., 2014. Do business tendency surveys help in forecasting employment ? A real-time evidence for Switzerland 2013, 129–152.
- Strassburg, U., Lima, J.F. De, Oliveira, N.M. De, 2014. A centralidade e o multiplicador do emprego : Um estudo sobre a Região Metropolitana de Curitiba. *Rev. Bras. Gestão Urbana* 6, 218–235. doi:10.7213/urbe.06.002.AC01
- Wang, Xiaoguo; Liu, Y., 2009. ARIMA Time Series Application to Employment Forecasting, in: *4th International Conference on Computer Science & Education*. pp. 1124–1127.

7 DISCUSSÃO

Inicialmente, no primeiro artigo, o número de desligamentos do emprego formal no estado do Rio Grande do Sul foi foco do estudo. Neste artigo, foram consideradas as séries dos oito setores da atividade econômica: administração pública, agropecuária, construção civil, comércio, extrativa mineral, indústria de transformação, serviços e serviços industriais de utilidade pública no período entre janeiro de 2004 a dezembro de 2014.

Os resultados neste primeiro artigo, mostraram que, dentre os oito setores, apenas o setor de administração pública não apresentou tendência crescente significativa ($p=0,46$) nos desligamentos do emprego formal no RS, apesar de que, foi o único setor, em termos quantitativos totais que, apresentou saldo negativo de 40 na diferença entre admissões e desligamentos durante o período considerado. Os demais setores evidenciaram tendência de aumento no número de desligamentos no emprego celetista formal no RS.

Ainda, o ajuste da reta para os desligamentos, revelou que, o setor de Serviços ($\alpha=202,69$), seguido do Comércio ($\alpha=156,90$) foram os setores com maior coeficiente angular, pressupondo maior crescimento nas demissões.

Como sequência do primeiro artigo, a proposta do segundo artigo consistiu em avaliar as admissões. O objetivo foi analisar a evolução do número de empregos formais (admissões), porém optou-se por quatro setores de atividade econômica (construção civil, comércio, indústria de transformação e serviços), pois representavam os maiores valores em relação aos oito setores da economia. Desta vez, ampliou-se para os três estados pertencentes à região Sul do Brasil: Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Paraná.

Realizou-se então, análise no período compreendido entre maio de 2003 a dezembro de 2014, totalizando doze séries com 140 dados cada. Primeiramente, por meio de análise descritiva, observou-se que o RS lidera em valores absolutos o emprego formal no setor da indústria de transformação, enquanto os outros três setores são liderados pelo PR. Ainda, no ano de 2003, foram constatados os valores mínimos do emprego formal em nove das doze séries, enquanto em 2014 ficou evidente o máximo sete das séries. Avaliando o desempenho gráfico das séries, nota-se que, os três estados, em cada setor separadamente, apresentam comportamentos semelhantes.

A partir disso, por meio da metodologia de Box e Jenkins para modelagem de séries temporais, foram ajustados doze modelos ARIMA sazonais, um para cada setor de cada estado. Vários modelos foram testados, sendo selecionados e apresentados aqueles que melhor satisfizeram os critérios da metodologia abordada.

Na modelagem foram considerados de 132 observações, sendo os últimos oito meses deixados fora da amostra para fins de avaliar a qualidade das previsões. Em seguida, as previsões foram realizadas e, consideradas satisfatórias, pois acompanharam o processo dos valores reais, sendo que os modelos encontrados evidenciaram um erro absoluto percentual médio baixo.

Conclui-se que, é necessário acompanhar a evolução do emprego formal nesta região, visto que há evidências de crescimento nos desligamentos no RS e, os modelos ajustados nos três estados, compreenderam dados até dezembro de 2014. As oscilações ocorridas na economia a nível nacional em 2014 e 2015, refletem diretamente nos estados e assim merecem atenção, posteriores ajustes e inclusão de novos dados para previsão.

8 CONCLUSÃO

A evolução da economia a nível global é de fundamental importância para aqueles que dela fazem parte. A influência de fatores macroeconômicos nas economias regionais é fato, contudo, estudá-la de forma regionalizada permite identificar as singularidades inseridas em cada contexto. A preocupação atual, colocada não só na literatura acadêmica, mas também na mídia, é o impacto da empregabilidade na sociedade.

Partindo desse pressuposto, esta pesquisa avaliou o emprego formal na região Sul do Brasil por meio de dois artigos, sendo dados secundários, fornecidos pelo CAGED e disponibilizados pelo MTE.

Neste sentido, com base nas análises realizadas, inicialmente nos oito setores da economia avaliando os desligamentos no estado do RS, depois contemplando quatro setores nos três estados da região Sul do Brasil, essa pesquisa sobre a evolução do emprego, pretende contribuir com a literatura acadêmica e estudos futuros, visto que há interesse constante na evolução destes indicadores. O acompanhamento destes números, por meio dos modelos aqui ajustados, também podem ser utilizados, para fins de tomada de decisão em instituições que tenham interesse em na previsão do emprego formal nesta região.

Sendo assim, como sugestão de pesquisa futura, podem ser incluídos os dados do emprego do ano de 2015. Para o ajuste de modelos e realização de previsões futuras de curto prazo em 2016, podem ser incluídos os outros quatro setores da economia: extrativa mineral, serviço industrial de utilidade pública, administração pública e agropecuária, assim como a expansão para outros estados ou regiões brasileiras, como também sugere-se a comparação de setores entre países de mesmo patamar econômico com o Brasil.

Pode-se também, utilizar modelos ARFIMA, modelos com diferença fracionária, quando a estacionariedade não for satisfeita ao mesmo tempo pelos testes ADF e KPSS, ou, do mesmo modo, ajustar modelos heterocedásticos (com características de não linearidade) como os modelos ARCH e GARCH. Além disso, pode-se incluir variáveis endógenas em um modelo VAR ou VEC, assim como gráficos de controle para avaliar a situação em tempo real. Sugere-se também a utilização de outros modelos de previsão e a comparação dos respectivos com o intuito de verificar aquele que melhor representa o comportamento do emprego formal.

REFERÊNCIAS

- AFITEPE, Associação dos Auditores Fiscais de Pernambuco. Disponível em: <www.afitepe.org.br/apresentacao.php>. Acesso em: 17 out. 2014.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, Notre Dame, v. 19, n. 6, p. 717-723, 1974.
- BARBARA, M. M. Reestruturação Produtiva, Qualificação, Requalificação e Desemprego: percepção e sofrimento do trabalhador. **Psicologia, Ciência e Profissão**, Brasília, v. 19, n. 1, 1999. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1414-98931999000100004>>. Acesso em: 14 nov. 2014.
- BARBOSA, A. F. O mercado de trabalho antes de 1930: Emprego e “desemprego” na cidade de São Paulo. **Novos Estudos**, v. 80, março 2008. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0101-33002008000100007>>. Acesso em: 20 out. 2014.
- BÊRNI, D. A. Mudanças no padrão de uso da mão-de-obra no Brasil entre 1949 e 2010. **Nova Economia**, v.16, p.139-172, jan./abr. 2006. Disponível em : <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-63512006000100004>>. Acesso em: 15 nov. 2014.
- BONINI, A. Industrialização, urbanização e trabalho nas décadas de 1960 e 1970: a construção do Paraná moderno. In: BATISTA, Roberto Leme (Org.). **Anais**. VI Seminário Do Trabalho: Trabalho, Economia e Educação. 1. ed. Marília: Ed. Gráfica Massoni, 2008. Disponível em: <http://www.estudosdotrabalho.org/anais6seminariodotrabalho/6seminario_trabalho.htm>. Acesso em: 10 jan. 2015.
- BRASIL, Departamento Nacional de Produção Mineral. **Sumário Mineral**. LIMA, T. M.; NEVES, C. A. R. (Orgs.). Brasília: DNPM, 2014, 26 p.
- BRASIL. Departamento Nacional de Produção Mineral. **Sumário Mineral**. LIMA, T. M.; NEVES, C. A. R. (Orgs.). Brasília: DNPM, 2013.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 299p.
- CAHAD, J. P. Z. Tendências Recentes no Mercado de Trabalho Pesquisa de Emprego e Desemprego. **São Paulo em Perspectiva**, v. 17, n. 3-4, p. 205-217, 2003. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0102-88392003000300021>>. Acesso em: 12 nov. 2014.
- CAMARGO, J. N.; REIS, M. C. Desemprego: O Custo da Desinformação. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 3, p. 381-425, jul./set. 2005. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402005000300003>>. Acesso em: 14 dez. 2014.
- CAPUTO, A. C.; MELO, H. P. A Industrialização Brasileira nos Anos de 1950: Uma Análise da Instrução 113 da SUMOC. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 3, p. 513-538, jul./set. 2009. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0101-41612009000300003>>. Acesso em: 15 out. 2014.

- CASTELHANO, L. M. O Medo do Desemprego e a(s) Nova(s) Organizações de Trabalho. **Psicologia & Sociedade**, v. 17, n. 1, p. 17-28, jan./abr. 2005. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/psoc/v17n1/a03v17n1.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2015.
- CERVO, A. L.; BERVIAN, P. A.; DA SILVA, R. **Metodologia científica**. 6. ed. São Paulo: Pearson, 2007.
- DEDECCA, C. S. Notas sobre a Evolução do Mercado de Trabalho no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 25, n. 1, p. 94-111, jan./mar. 2005. Disponível em: <<http://www.rep.org.br/pdf/97-6.pdf>>. Acesso em: 14 jan. 2015.
- DEPECON, Departamento de Pesquisas e Estudos Econômicos. **Panorama Da Indústria De Transformação Brasileira**. FIESP, CIESP, 5. ed., dez. 2014. 58 p.
- DORILEO, I. L.; BAJAY, S. V.; GORLA, F. D. **Oportunidades de eficiência energética para a indústria**: relatório setorial: setor extrativo mineral. Brasília: CNI, 2010. 62 p.
- FAVA, V. L. Análise de series de tempo. In: VASCONCELLOS, M. A. S.; ALVES, D. (Coords.). **Manual de Econometria**. São Paulo: Atlas, 2000.
- FISCHER, S. **Séries Univariantes de Tempo** - metodologia de Box & Jenkins. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística, 1982. 177p.
- FRAGA, G.J.; DIAS, J. Taxa de desemprego e a escolaridade dos desempregados nos Estados brasileiros: estimativas dinâmicas de dados em painéis. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 11, n. 3, p. 407-424, jul./set. 2007. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502007000300005>>. Acesso em: 15 de nov. 2014.
- FREUND, J. E. **Estatística Aplicada: economia, administração e contabilidade**. Tradução de Claus Ivo Doering. 11. ed. Porto Alegre: Bookman, 2006.
- GUIMARÃES, N. A. Por uma Sociologia do Desemprego. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 17, n. 50, outubro 2002. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbcsoc/v17n50/a07v1750.pdf>>. Acesso em: 15 out. 2014.
- IBGE, Classificação Nacional de Atividades Econômicas. Brasília: CONCLA e IBGE, 2007.
- IBGE, Pesquisa Mensal de Serviços. Brasília: IBGE, 2014.
- IEE, INSTITUTO DE ESTUDOS EMPRESARIAIS. **Cultura do Trabalho**. Porto Alegre, 2005.
- JANTA, B. et al. **Employment and the changing labour market: Global societal trends to 2030**, Thematic report 5. Santa Monica, 2015, 69 p. Disponível em: <http://www.rand.org/pubs/research_reports/RR920z5.html>. Acesso em: 10 fev. 2015.
- KON, A. Desemprego ou desocupação? A interpretação dos indicadores. In: XI Ciclo de Debates em Economia Industrial, Trabalho e Tecnologia, EITT/PEPGEP-PUCSP, São Paulo, 2013. **Anais**. XI Ciclo de Debates em Economia Industrial, Trabalho e Tecnologia.

Disponível em: <http://www.pucsp.br/eitt/downloads/21_12_10/xi-ciclo-de-debates/xi-ciclo-anita-kon-.pdf>. Acesso em: 15 dez. 2014.

LEGUIZAMÓN, S. A. Concentración de la riqueza, milionários y reproducción de la pobreza en América Latina. **Sociologias**, Porto Alegre, ano 9, n. 18, p. 38-73, jul./dez. 2007.

Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S1517-45222007000200004>>. Acesso em: 10 dez. 2014.

MANJAVACAS, A. S.; SAORÍN-IBORRA, M. C.; WILLOUGHBY, M. Internal Employability as a Strategy for Key Employee Retention. **Innovar Journal**, v.24, n. 53, p. 7-22, 2014. Disponível em: <<http://www.revistas.unal.edu.co/index.php/innovar/article/view/43771/45153>>. Acesso em: 15 out. 2014.

MAURÍCIO, J. A. **Análisis de Series Temporales**. Madrid: Universidad Complutense de Madrid, (200-?). 295p.

SÁ, V.C.N. **O Desemprego Jovem em Portugal**. Dissertação (mestrado). Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra, Coimbra, 2014. Disponível em: <<https://eg.sib.uc.pt/bitstream/10316/25429/1/O%20Desemprego%20Jovem%20em%20Portugal.pdf>>. Acesso em 14 jan. 2015.

SCHWARZ, G. Estimating the dimensional of a model. **Annals os Statistics**, Hayward, v.6, n.2, p. 461-464, 1978.

SEVERINO. A. L. **Metodologia do trabalho científico**. 23. ed. São Paulo: Cortez, 2007.

THEODORO, M. As características do mercado de trabalho e as origens do informal no Brasil. In: JACCOUD, L. (Org.). **Questão Social e Políticas Sociais no Brasil Contemporâneo**. Brasília: IPEA, 2005.p. 91-126.