

GOVERNO DO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO
SECRETARIA DE ESTADO DE ECONOMIA E PLANEJAMENTO – SEP
INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES – IJSN

**NOTA
TÉCNICA** | **12**

UMA ANÁLISE DE PREVISÃO UTILIZANDO BOX-JENKINS PARA A TAXA DE ROTATIVIDADE DA MÃO-DE-OBRA APLICADA AO ESPÍRITO SANTO

Jaqueline Severino da Costa
Rede de Estudos de Economia do
Bem-Estar e do Setor Público

Magnus William de Castro
Coordenador da Rede de Estudos de
Economia do Bem-Estar e
do Setor Público

Josiene Freire Rocha
Economista

Instituto Jones dos Santos Neves
Uma análise de previsão utilizando box-jenquins para
a taxa de rotatividade da mão-de-obra aplicada ao
Espírito Santo. Vitória, ES, 2010.

33p., il. (Texto para discussão, 12)

1.Mercado de Trabalho. 2.Mão de Obra. 3.Emprego.
4.Espírito Santo(Estado). I.Costa, Jaqueline
Severino da. II.Castro, Magnus William de. III.Rocha,
Josiene Freire. IV.Título. V.Série.

Sumário

1. Introdução	04
2. Mercado de trabalho formal no Espírito Santo.....	05
3. Taxa de rotatividade.....	12
3.1. Cálculo da taxa de rotatividade da mão-de-obra.....	12
3.2. Fonte de dados	14
3.3. Modelo econométrico.....	14
4. Resultados	18
4.1. Análise preliminar da taxa de rotatividade.....	18
4.2. Resultados econométricos.....	21
5. Considerações finais	28
6. Referências bibliográficas	29
Anexo A: Correlograma da série taxa de rotatividade.....	31
Anexo B: Testes de raiz unitária de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e Dickey-Fuller Generalized Least-Squares (DF-GLS)-ers.....	32
Anexo C: Correlograma dos resíduos no modelo ARMA(1,2).....	33

1. INTRODUÇÃO

De acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) a evolução do mercado de trabalho formal ao longo dos anos 1990 foi marcada por um processo de queda da participação dos trabalhadores com carteira de trabalho assinada. Entretanto, nos anos 2000 este cenário foi revertido e o País passou a apresentar contínua elevação da participação dos trabalhadores com carteira assinada no mercado de trabalho.

O Espírito Santo apresentou o mesmo comportamento para o mercado de trabalho formal celetista, pois a PNAD mostra que o número de pessoas com carteira assinada aumentou de 30,5% em 2001 para 37,0% em 2008¹.

Mesmo com uma maior formalização da força de trabalho, a taxa de rotatividade da mão-de-obra continua alta tanto para o mercado de trabalho capixaba quanto brasileira. Uma taxa de rotatividade elevada mostra que grande percentagem dos trabalhadores não chega a acumular dois anos de tempo de serviço na mesma empresa, fato que demonstra a fragilidade do vínculo entre empregador e empregado e uma falta de comprometimento entre as partes. As consequências desse fenômeno são os elevados custos de transação na contratação de trabalhadores e a perda de eficiência econômica (ORELLANO; PAZELLO, 2006).

Nesse sentido, a taxa de rotatividade é emblemática para pesquisadores e estudiosos do assunto, principalmente quando se considera os seus efeitos negativos sobre o mercado de trabalho. Para as empresas esses efeitos são perceptíveis na medida em que há um desestímulo para a empresa investir na formação de capital humano (reduzir custos extra-salariais), além de permitir uma maior flexibilidade na contratação e demissão de trabalhadores. Para os trabalhadores os resultados são ainda mais perversos, pois as ocupações disponíveis serão aquelas ligadas a postos de trabalho que exigem pouca qualificação e remuneração, além de elevar os níveis de informalidade (RAMOS e CARNEIRO, 2002; GONZAGA, 1998).

Nesse contexto, a presente nota técnica visa realizar uma análise descritiva e empírica do comportamento do mercado de trabalho no período de 2002 a 2009, particularmente delinear em linhas gerais o perfil do mercado de trabalho no Espírito Santo, bem como enfatizar os elementos relevantes que alteram a taxa de rotatividade da mão-de-obra formal e seu comportamento futuro².

A base de dados utilizada nas análises tem como origem o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED). Este cadastro é constituído por informações legais prestadas mensalmente pelas empresas e órgãos públicos ao Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) sob a forma de registros administrativos (RAs).

¹ Mercado de trabalho formal celetista segue a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT).

² Em função das mudanças metodológicas ocorridas na base de dados do CAGED em janeiro de 2002, optou-se pela análise do mercado de trabalho a partir desse ano, quando a série histórica se torna compatível em termos de metodologia.

O presente estudo traz, além desta apresentação, outras cinco seções: a segunda seção apresenta uma análise da evolução do nível e da estrutura do emprego; a seção seguinte expõe os aspectos metodológicos da nota; a quarta seção apresenta os resultados do modelo de previsão para a taxa de rotatividade, e por fim serão apresentadas as considerações finais.

2. MERCADO DE TRABALHO FORMAL NO ESPÍRITO SANTO

A Tabela 1 apresenta o comportamento do mercado de trabalho no período de 2002 a 2009, por meio das variáveis de movimentação de mão-de-obra dos trabalhadores celetistas no Espírito Santo. De acordo com dados do CAGED, o mercado formal de trabalho brasileiro e capixaba registrou significativo avanço na geração de postos de trabalho. Entre 2002 e 2009 foram criados aproximadamente +9,5 milhões de postos de trabalho no Brasil, aproximadamente +218,6 mil novas vagas no Espírito Santo. Em 2002, o mercado de trabalho estadual contabilizava 462,4 mil postos de trabalho formais ocupados, registrou 552,0 mil em 2005, totalizando 657,4 mil trabalhadores empregados com carteira assinada no final de 2009. No período analisado o Estado apresentou crescimento médio anual (+5,9%) acima da média nacional (+4,9%), com expressivas variações positivas no nível do emprego após 2003.

Tabela 1 - Evolução do emprego formal absoluta e relativa: Brasil e Espírito Santo – 2002 a 2009

Nível geográfico	Comportamento do Emprego formal 2002 - 2009								
	Movimentação de mão-de-obra no período								
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2002-2009
Números de admissões em número de pessoas									
Brasil	9.812.379	9.809.343	11.296.496	12.179.001	12.831.149	14.341.289	16.659.331	16.187.640	103.116.628
Espírito Santo	221.484	222.795	255.143	291.455	314.285	339.581	390.245	370.548	2.405.536
Números de desligamentos em número de pessoas									
Brasil	9.049.964	9.163.910	9.773.220	10.925.020	11.602.463	12.723.897	15.207.127	15.192.530	93.638.131
Espírito Santo	197.932	209.792	219.136	250.795	282.316	314.507	360.871	351.573	2.186.922
Variação absoluta (saldo entre admissões e desligamentos)									
Brasil	762.415	645.433	1.523.276	1.253.981	1.228.686	1.617.392	1.452.204	995.110	9.478.497
Espírito Santo	23.552	13.003	36.007	40.660	31.969	25.074	29.374	18.975	218.614
Estoque da mão-de-obra em número de pessoas									
Brasil	24.284.938	24.930.371	26.453.647	27.707.628	28.936.314	30.553.706	32.005.910	33.001.020	–
Espírito Santo	462.392	475.395	511.402	552.062	584.031	609.105	638.479	657.454	–
Variação relativa (%) em relação ao estoque de trabalhadores celetistas no período anterior									
Brasil	3,2	2,7	6,1	4,7	4,4	5,6	4,8	3,1	35,9
Espírito Santo	5,4	2,8	7,6	8	5,8	4,3	4,8	3	42,2

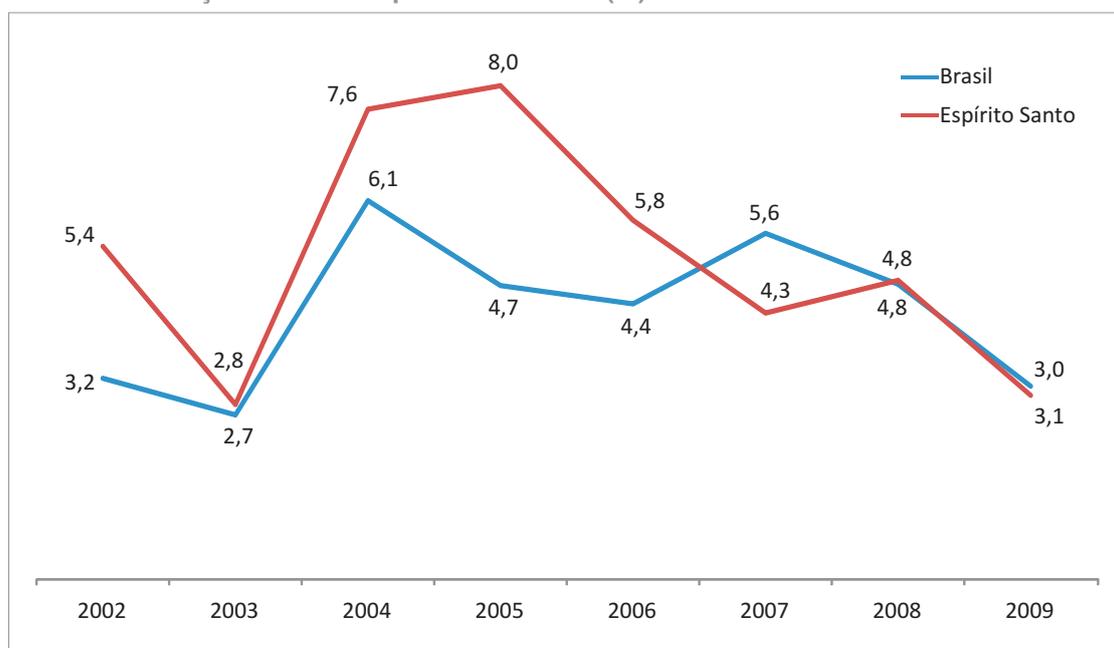
Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

A Figura 1 apresenta uma melhor visualização das trajetórias brasileira e capixaba do mercado de trabalho. Em termos relativos pode-se observar que a variação anual do estoque no Espírito Santo manteve-se acima da média brasileira durante a maior parte do período considerado, exceto entre os anos de 2007 e 2009, em que essas trajetórias convergem.

No período de 2003 e 2006 houve um descasamento entre as taxas de crescimento do emprego entre Brasil e Espírito Santo. A peculiaridade do crescimento da economia capixaba, em razão dos grandes investimentos e das exportações, pode explicar esse distanciamento entre a geração maior de postos de trabalho no Espírito Santo se comparado ao Brasil. Observa-se que as taxas de crescimento foram mantidas acima de +4,0% entre 2002 e 2008, embora em 2003 tenha ocorrido crescimento menos expressivo – taxas de +2,7% para Brasil e +2,8% para o Espírito Santo (Figura 1).

Figura 1 - Estoque de trabalhadores celetistas: Brasil e Espírito Santo
Variação relativa ao período anterior (%) – 2002 a 2009



Fonte: MTE/CAGED.

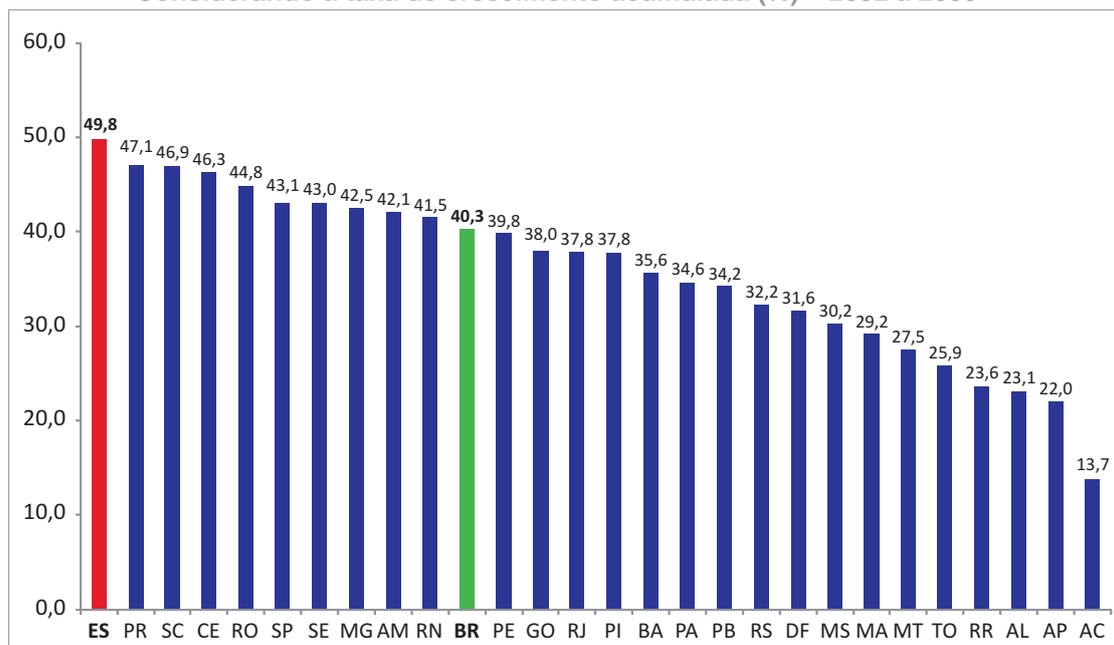
Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Mas a partir de 2008, em razão da crise financeira mundial, a contração da demanda externa provocou uma redução na geração de postos de trabalho no Brasil e no Espírito Santo. Esse ajuste ocorre devido a reversão da estratégia de operação dos produtores locais, por conta de um novo patamar de demanda, inferior ao nível pré-crise (Figuras 1).

Em termos de evolução do emprego formal, a Figura 2 mostra que o Espírito Santo apresentou um crescimento acumulado de 49,8% no nível de empregados com carteira assinada no período de 2002 a 2009, sendo superior a taxa verificada para o Brasil (+40,3%).

Esse resultado observado no Espírito Santo coloca o estado na primeira posição entre as Unidades da Federação que mais geraram postos de trabalho no período, ficando acima de estados mais dinâmicos e tradicionais como São Paulo (+43,1%), Minas Gerais (42,5%), Rio de Janeiro (+37,8%) e Rio Grande do Sul (+32,2%) (Figura 2).

Figura 2 - Evolução do emprego formal: Brasil e Unidades da Federação
Considerando a taxa de crescimento acumulada (%) – 2002 a 2009



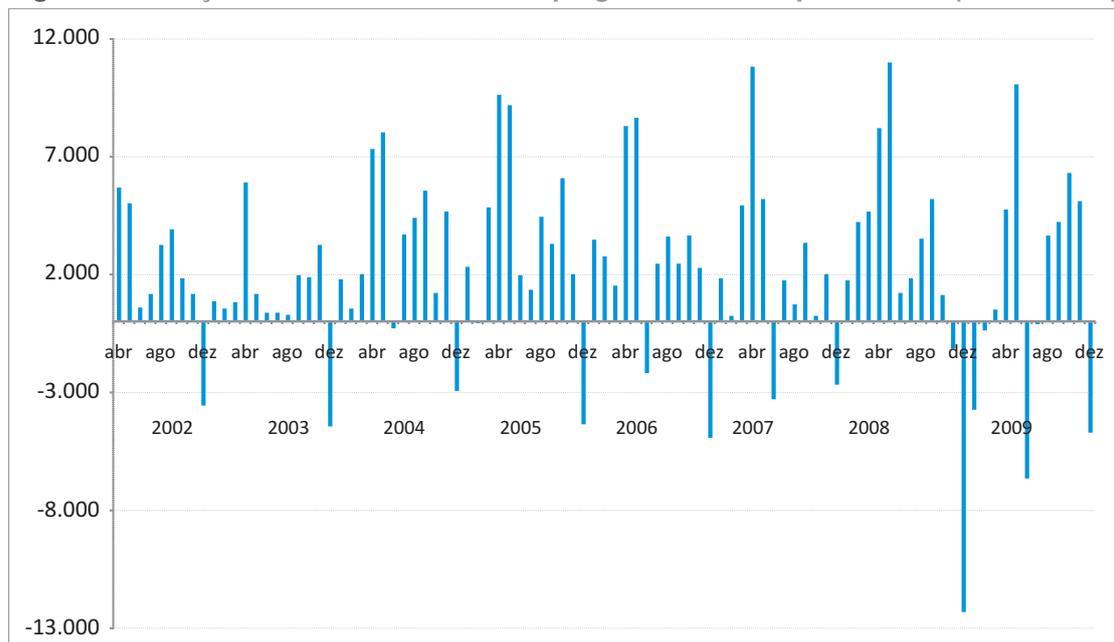
Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Cada região possui suas especificidades, ou seja, razões que determinam o comportamento do emprego em cada fase do ano, por isso outra importante dimensão do mercado de trabalho diz respeito a sazonalidade na geração de empregos devido aos ajustes do processo produtivo e das expectativas do mercado quanto as decisões estratégicas de investimento.

Particularmente, o comportamento da sazonalidade do emprego no Espírito Santo mostra que as contratações se elevam no período de fevereiro a maio, sendo que os picos ocorrem em abril ou maio (Figura 3). As contratações nesse período aumentam principalmente em razão da agropecuária, mais especificamente, a colheita do café no interior do estado. O mês de dezembro é tipicamente marcado pela perda de postos de trabalho em âmbito nacional e estadual. Essas demissões ocorrem em virtude do acréscimo do emprego temporário contratado no período de festas de final de ano. Nesse sentido, o tamanho do ajuste de mão-de-obra em dezembro torna-se um fator determinante do saldo de emprego formal anual.

Figura 3 - Variação absoluta mensal do Emprego formal no Espírito Santo (2002 a 2009)



Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

A partir de novembro de 2008 a geração de empregos teve seu comportamento influenciado pelos efeitos negativos da crise financeira internacional. Por essa razão é possível perceber que as perdas ocorridas tipicamente em dezembro foram estendidas de novembro de 2008 a janeiro de 2009. Em síntese, o que de fato ocorreu no primeiro semestre de 2009 foi um ritmo de geração de empregos inferior ao observado nos anos anteriores, decorrente da redução da demanda por trabalho (Figura 3).

Cabe ressaltar que a intensidade e o volume de contratações tendem a ser maior na economia capixaba, pois os setores mais importantes são os intensivos em mão-de-obra. Assim, os setores que relativamente mais contribuíram para o emprego formal, entre 2002 a 2009, são: Extrativa Mineral (+83,1%), Comércio (+71,7%), Serviços (+53,9%), Construção Civil (+52,6%), Indústria de Transformação (+35,6%), Serviços Industriais de Utilidade Pública (+26,9%) e Agropecuária (+6,4%) (Tabela 2).

Alguns fatos podem explicar o expressivo desempenho desses setores. No caso do setor de Extrativa Mineral, o crescimento deve-se ao ciclo do petróleo e gás no Estado que se intensifica nesse período em razão dos grandes investimentos da Petrobrás. Além disso, o crescimento econômico associado a esses grandes investimentos proporcionaram um crescimento dos setores de comércio e serviços. A construção civil, por sua vez contribui de forma bastante intensa para a geração de postos de trabalho nesse momento, especialmente no segmento residencial e comercial. Por fim cabe realçar o papel dos investimentos públicos por conta do Plano de Aceleração do Crescimento do governo federal (PAC) – que está concentrada no setor de energia, habitação e saneamento. Adicionalmente, ocorre a elevação do investimento público estadual, principalmente em infra-estrutura social e logística.

**Tabela 2 - Evolução do comportamento do emprego formal por setor econômico:
Brasil e Espírito Santo – 2002 a 2009**

Setor econômico	Comportamento do emprego formal por setor econômico – variação relativa								
	Movimentação de mão-de-obra no período								
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2002-2009
	Variação relativa (%) em relação ao estoque de trabalhadores celetistas								
Extrativa Mineral	13,6	11,3	13,1	13,9	15,9	6,0	-6,3	-2,3	83,1
Comércio	8,6	6,1	7,9	10,2	7,5	7,2	6,0	2,5	71,7
Serviços	6,2	3,7	6,4	6,8	5,3	5,7	5,5	4,6	53,9
Construção Civil	0,3	-4,9	7,1	18,7	10,6	2,5	6,1	4,6	52,6
Indústria de Transformação	3,1	1,3	8,9	5,0	6,5	1,8	3,7	0,9	35,6
Serviços Ind. Utilid. Públ.	0,7	-4,1	1,6	5,4	4,7	6,2	6,4	3,8	26,9
Agropecuária	5,1	0,7	10,4	3,1	-5,0	-4,4	-1,7	-1,0	6,4
Adm. Pública	-3,0	-2,2	5,7	2,7	-11,7	-11,9	11,1	1,7	-9,4

Fonte: MTE/CAGED.

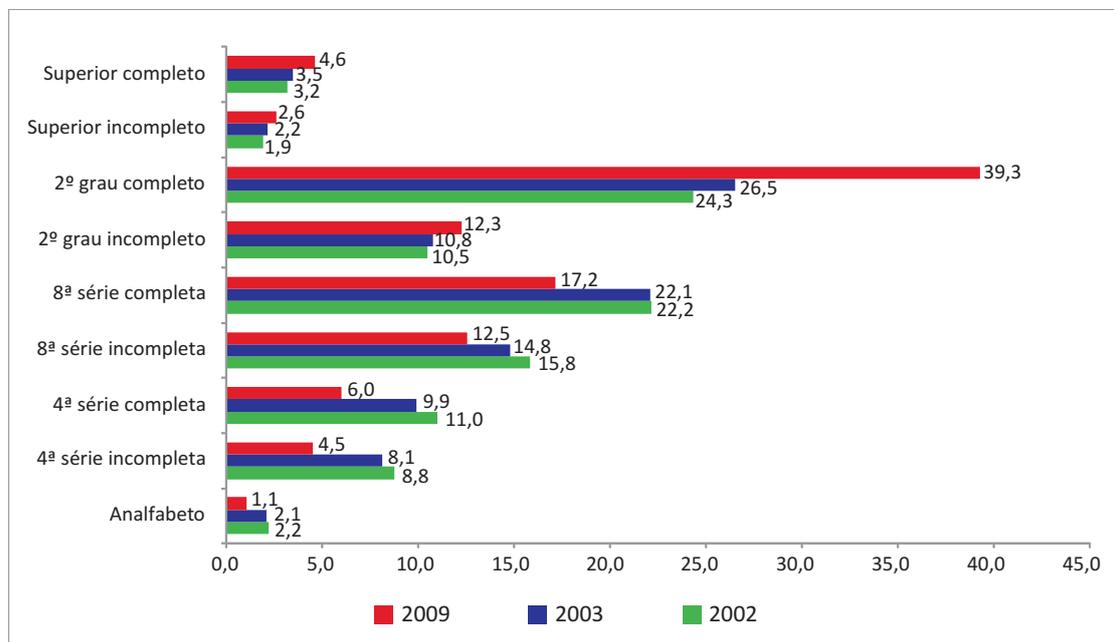
Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

O nível de escolaridade da população é uma das dimensões mais importantes quando se analisa mercado de trabalho, visto que uma qualificação melhor implica em melhores oportunidades. Assim, quando se analisa o número de admissões segundo o grau de instrução do trabalhador verifica-se um claro aumento do nível de escolaridade da mão-de-obra empregada no Estado.

A Figura 4 corrobora essa informação mostrando que de fato há um crescimento na oferta de trabalhadores com nível de escolaridade maior, em 2009, particularmente para aqueles com segundo grau incompleto, segundo grau completo e nível superior. Enquanto que nos mesmos anos analisados há diminuição dos postos de trabalho para aqueles que possuem pouca escolaridade. Isso mostra indícios de uma mudança na estrutura produtiva, que por sua vez passa a demandar trabalhadores com níveis de qualificação mais elevados.

Setores com maior percentual de mão-de-obra qualificada apresentam baixa rotatividade, pois as empresas tendem a reter funcionários mais qualificados por um período maior de tempo para não incorrer em custos de contratação e treinamento de novos funcionários, além disso, as contratações são relativamente pequenas porque os salários e as exigências são maiores. E aqueles trabalhadores que possuem maiores níveis de qualificação tendem a permanecer um período maior de tempo a procura de ocupações melhores e com salários mais rentáveis, consequentemente impactam menos a taxa de rotatividade.

Figura 4 - Proporção de admissões segundo grau de instrução no Espírito Santo: 2002, 2003 e 2009 (%)

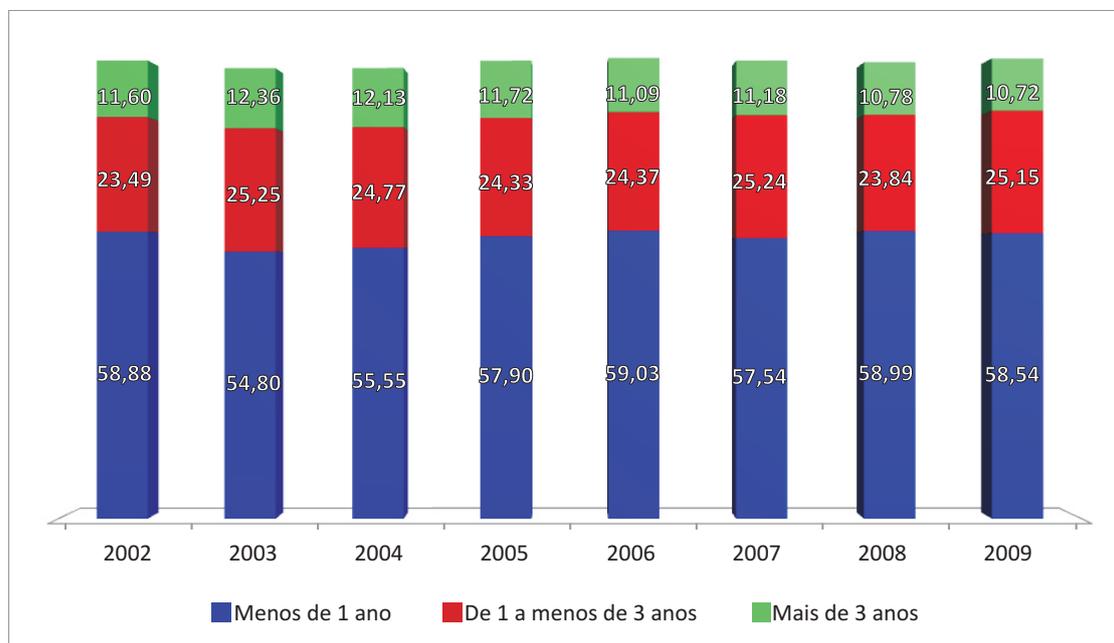


Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Os desligamentos tendem a ocorrer com mais frequência para trabalhadores com menor tempo de permanência nas firmas. A Figura 5 permite inferir que entre 2002 e 2008, 57,7% das demissões no Estado, em média, foram de trabalhadores com menos de um ano de contrato. Em 2009, as demissões com prazo inferior a um ano de contrato foram responsáveis por 58,5% das dispensas. O resultado é uma relação de trabalho de prazo relativamente curto, o que reduz os incentivos a investimentos em capital humano específico por ambas as partes.

Figura 5 - Participação do número de desligados em relação ao tempo de emprego – Espírito Santo: 2002 - 2009



Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Mas vale ressaltar que as demissões e admissões no mercado de trabalho formal oscilam quase sempre com o nível de atividade econômica. Diante dos custos de desligamentos (custos trabalhistas) e de admissões (seleção e treinamento), o ajuste da força de trabalho frente às mudanças na conjuntura econômica tende a recair no primeiro momento, sobre o número de horas trabalhadas (variação das horas extras, férias coletivas). Contudo, quando as perspectivas quanto ao cenário econômico concretizam-se, as empresas ajustam o nível do emprego por meio de contratações ou demissões. Dessa forma, as decisões de demitir das firmas tornam-se um elemento estratégico no equilíbrio do mercado de trabalho, ao facilitar os ajustes da mão-de-obra, seja em função da sazonalidade do processo produtivo, seja do ciclo econômico (mercado aquecido ou momento de crise)³.

³ O custo produtivo toma como base dois fatores: a contribuição ao Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS) e a multa sobre o saldo do FGTS, no caso da demissão sem justa causa. A contribuição ao FGTS deve ser realizada mensalmente por meio de depósito na conta do trabalhador vinculada ao Fundo, sendo, portanto, um custo diferido mensalmente. O segundo fator - a multa sobre o saldo do FGTS - incide sobre o saldo dos valores depositados pelo empregador na conta do trabalhador, parcela que deve ser provisionada mensalmente pelas empresas. Ambos os fatores são considerados como parte dos custos trabalhistas, tornando-se elementos de formação dos preços da produção.

3. TAXA DE ROTATIVIDADE

3.1. Cálculo da Taxa de Rotatividade da Mão-de-obra

Segundo o Ministério do trabalho e Emprego (MTE) a taxa de rotatividade é um importante instrumento para analisar o comportamento do mercado de trabalho formal. De acordo com Ramos (2002), Pastore (1987) e Barros et al. (2009) a taxa de rotatividade da mão-de-obra é variável de fluxo que mede o percentual dos trabalhadores substituídos mensalmente no total de trabalhadores empregados. Especificamente, o MTE considera o mínimo entre as admissões e desligamentos no mês de referência em relação ao estoque de empregos no mês imediatamente anterior, multiplicado por 100. Desta forma a taxa de rotatividade pode ser escrita como segue:

$$TR(t) = [\min (A_t; D_t) / E_{t-1}] \times 100 \quad (1)$$

Em que:

TR(t) é a taxa de rotatividade no tempo **t**;

A_t é o total de admissões no tempo **t**;

D_t é o total de desligamentos no tempo **t**;

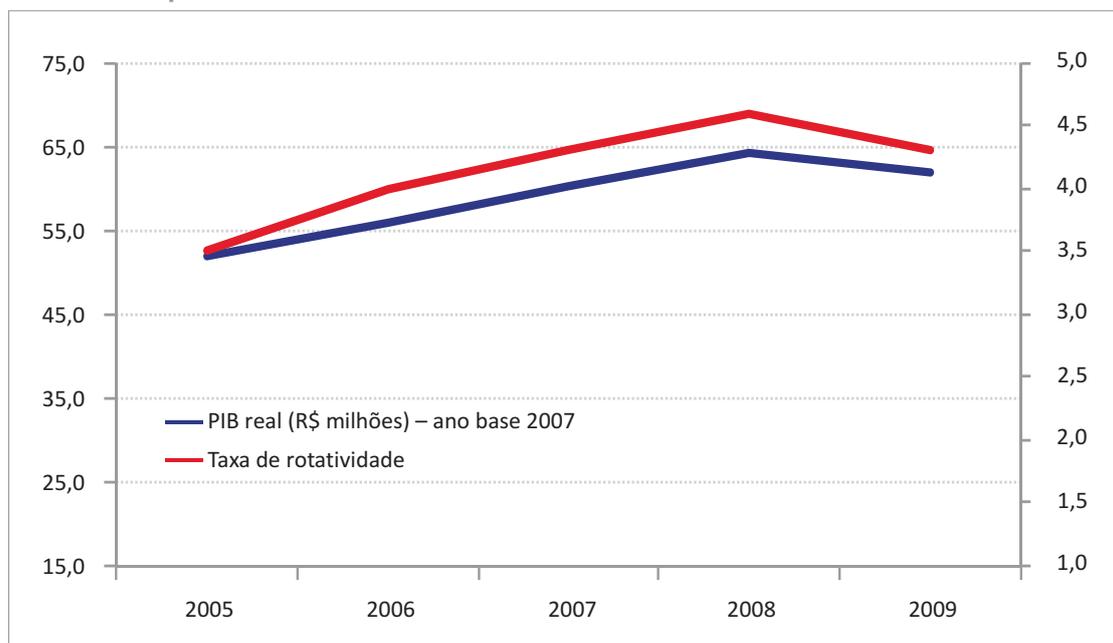
E_{t-1} é o estoque de empregos no tempo **t - 1**.

Para ilustrar o cálculo da taxa de rotatividade, considere que hipoteticamente em uma determinada economia exista em média no período um total de 100 empregados. E que no decorrer desse período, 40 trabalhadores tenham sido admitidos e 50 tenham saído do trabalho, seja por iniciativa própria ou por dispensas. A rotatividade dessa economia no período seria igual a 40/100 (ou 0,40). Nesse caso é o total de 40 contratados que entram no numerador para o cálculo do índice, e não o total de 50 que saíram. Isso ocorre, segundo Orellano e Pazello (2006), porque o índice deve considerar apenas a quantidade de trabalhadores que foi substituída no período. Por esse motivo, o número total de contratados só é considerado, ao medir a rotatividade, se um número pelo menos equivalente de trabalhadores sair da firma, e vice-versa.

O comportamento da rotatividade tende a ser pró-cíclico, isto é, no período de expansão econômica, quando o mercado de trabalho se aquece, eleva-se o número de desligamentos voluntários em função das chances de mobilidade em direção a empregos com maiores salários. Por conseguinte, este maior fluxo de trabalhadores, entrando e saindo das empresas, eleva a taxa de rotatividade à medida que a mesma é determinada pelo menor valor entre admissões e desligamentos. Inversamente, em períodos recessivos diminuem tanto as contratações como os desligamentos voluntários, apesar da elevação das demissões por iniciativa do empregador. Portanto, nesse tipo

de conjuntura recessiva, a taxa de rotatividade tende a diminuir, porque ao demitir a empresa não substitui um trabalhador por outro, além disso, os próprios empregados evitam pedir demissão por receio de não encontrarem melhores oportunidades no mercado de trabalho (DAVIS e HALTIWANGER, 1990; CABALLERO e HAMMOUR, 1995; MUNASINGLE, 2000) (Figura 6).

Figura 6 - Comparação entre PIB real e Taxa de rotatividade – Espírito Santo: 2005 - 2009



Fonte: MTE/CAGED.
Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

A taxa de rotatividade não apresenta dificuldade em sua mensuração setorial, tal como os índices de desemprego e subemprego. Porém, visto que uma mesma função pode ser ocupada diversas vezes ao longo de um mesmo período de tempo, o mesmo empregado pode entrar e sair de empresas diferentes várias vezes por ano. Dessa forma, a natureza do fenômeno exige medida mensal, pois se tal comportamento não for adequadamente captado, o valor obtido será subestimado (PASTORE, 1987).

Vale ressaltar que embora a taxa de rotatividade da mão-de-obra seja uma estatística conjuntural pouco analisada, apesar da disponibilidade de dados, esta constitui importante indicador para sinalizar mudanças no mercado de trabalho. Desse modo, a descrição e previsão da trajetória da taxa de rotatividade pode ser um importante instrumento para melhorar a compreensão do comportamento do mercado de trabalho formal no Espírito Santo.

3.2. Fonte de Dados

A série analisada da taxa de rotatividade da mão-de-obra formal para o estado do Espírito Santo compreende o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2009. Para o ajuste do melhor modelo considerou-se o período de janeiro a dezembro de 2009 para ser utilizado como medida de comparação da previsão com os valores reais.

Os dados foram obtidos junto ao Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED), sendo o pacote econométrico *Eviews 6.0* utilizado para estimações.

3.3. Modelo Econométrico

A metodologia de *Box-Jenkins* utilizada no presente trabalho está fundamentada nos modelos univariados de previsão utilizando dados de séries temporais. Esse método parte do pressuposto que os modelos podem ser construídos a partir da informação contida nos próprios dados. Apenas o próprio comportamento da variável que responderá pela sua dinâmica futura. Este tipo de modelo é conhecido na literatura como o método auto-regressivo integrado de médias móveis, ou definido simplesmente por modelo ARIMA.

O modelo de *Box-Jenkins* também pode ser denominado *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA), pois uma série temporal não estacionária pode ser modelada a partir da utilização de d diferenciações, além de uma parte auto-regressiva e uma parte de média móvel.

A estimação desse tipo de modelo é relevante, pois permite fazer extrapolações ou previsões. Uma vantagem em relação aos modelos estruturais consiste no fato de que tais modelos não acumulam erros de outras variáveis explicativas.

De forma geral uma série temporal y_t corresponde à soma de duas partes: uma que pode ser prevista e outra que não pode ser prevista usando o conhecimento do passado, portanto y_t pode ser decomposto como:

$$y_t = E[X_t | \Omega_{t-1}] + a_t \quad (2)$$

Em que $E[.]$ refere-se ao valor esperado condicional e a_t é denominado “parte imprevisível”. Quando $E[y_t | \Omega_{t-1}]$. O termo a_t satisfaz as propriedades do ruído branco, ou seja, possui média zero e variância σ^2 . O modelo que pode ser aplicado na parte previsível de y_t da equação (2) assume que a previsão pode ser feita por uma combinação linear dos *lags* das diferenças passados de ordem p para uma determinada série. A decomposição da serie que pode ser prevista é:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_p y_{t-p} + \dots + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (3)$$

Em que ϕ_1, \dots, ϕ_p são parâmetros desconhecidos. Este modelo simples é chamado de modelo auto-regressivo de ordem p [**AR**(p)].

Usando o operador de defasagem **B** (*backward shift operator*), o modelo descrito na equação (3) pode ser representado de forma geral:

$$\phi_p(\mathbf{B})\mathbf{y}_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

Em que,

$$\phi_p(\mathbf{B}) = 1 - \phi_1\mathbf{B} - \dots - \phi_p\mathbf{B}^p \quad (5)$$

A equação (5) representa o polinômio **AR** em **B** de ordem p .

Dessa forma, caso um **AR**(p) tenha uma ordem muito elevada pode-se tentar aproximar o polinômio **AR**(p) por uma razão de dois polinômios, sendo que juntos envolvem um número menor de parâmetros. O modelo resultante é:

$$\phi_p(\mathbf{B})\mathbf{y}_t = \theta_q(\mathbf{B})\varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (6)$$

Em que a equação (6) é composta por duas partes:

$$\phi_p(\mathbf{B}) = 1 - \phi_1\mathbf{B} - \dots - \phi_p\mathbf{B}^p \quad (6a)$$

$$\theta_q(\mathbf{B}) = 1 - \theta_1\mathbf{B} - \dots - \theta_q\mathbf{B}^q \quad (6b)$$

O modelo descrito em (6) é denominado auto-regressivo de média móvel de ordem (p, q) [**ARMA**(p, q)].

Em alguns momentos pode-se considerar que a parte previsível é uma combinação linear dos q choques mais recentes $\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$. Assim, o modelo ARMA da equação 6 reduz-se a um modelo de média móvel e pode ser representado da seguinte forma:

$$\mathbf{y}_t = \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q\varepsilon_{t-q} \quad (7)$$

De maneira geral uma série \mathbf{Y}_t é dita estacionária se a média, a variância e as covariâncias são constantes. Contudo, grande parte das séries econômicas é não estacionária, dado que a média e a variância não são constantes na série amostral. Nesse sentido, as séries podem ser transformadas de forma a tornarem-se estacionárias. Sendo que isto pode ser feito diferenciando a série. Assim, a

construção de um modelo ARIMA ($\mathbf{p}, \mathbf{d}, \mathbf{q}$) onde \mathbf{p} representa a ordem da parte autoregressiva, \mathbf{q} a ordem da parte de média móvel e o número de \mathbf{d} diferenciações necessárias para torná-la estacionária.

De fato, para saber se uma série gerada por um processo ARMA (\mathbf{p}, \mathbf{q}) é estacionária ou não é necessário analisar os parâmetros autoregressivos ϕ_1, \dots, ϕ_p . De forma a entender o processo toma-se como exemplo:

$$\mathbf{y}_t = \phi_0 + \phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Em que foi incluído para descrever uma média diferente de zero de \mathbf{y}_t . Aplicando a esperança nos dois lados da equação (8) temos que:

$$\mathbf{E}[\mathbf{y}_t] = \phi_0 + \phi_1 \mathbf{E}[\mathbf{y}_{t-1}] + [\varepsilon_t] \quad (9)$$

A série é dita estacionária se $|\phi_1| < 1$. Desta maneira, para séries que não são estacionárias uma prática comum de se proceder é diferenciar a série \mathbf{Y}_t . Assim, quando uma série temporal precisa ser diferenciada \mathbf{d} vezes – que é o filtro aplicado Δ_1^d – diz-se que a série é integrada.

Existem diversas formas de não estacionariedade. Por exemplo, em séries cujas observações são descritas por tendências estocásticas, estas são conhecidas como séries não-estacionárias homogêneas. Assim, mediante sucessivas diferenças $\Delta \mathbf{x}_t, \Delta^2 \mathbf{x}_t, \Delta^3 \mathbf{x}_t, \dots$ a série não-estacionária homogênea \mathbf{Y}_t pode ser convertida em uma série estacionária \mathbf{Y}_t .

$$\mathbf{y}_t = \Delta^d \mathbf{y}_t = (\mathbf{1} - \mathbf{B})^d \mathbf{x}_t \quad (10)$$

Dessa forma, quando um modelo ARMA é integrado diz-se que este é um modelo autoregressivo integrado de média móvel denominado ARIMA ($\mathbf{p}, \mathbf{d}, \mathbf{q}$).

O primeiro passo é identificar os componentes do modelo ($\mathbf{p}, \mathbf{d}, \mathbf{q}$). Essa parte da especificação é chamada quase sempre de “identificação do modelo” (BOX; JENKINS, 1976). Para tanto, levam-se em consideração as funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP). Para verificar a estacionariedade da série é necessário fazer alguns testes de raiz unitária [*Dickey Fuller* (DF), *Augmented Dickey Fuller* (ADF)]⁴.

Após a identificação do modelo, parte-se para a estimação. Os parâmetros em um modelo $\mathbf{AR}(\mathbf{p})$ podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO).

⁴ Para entender detalhes da funcionabilidade da FAC E FACP ver Morettin e Tolo (2004).

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Os parâmetros estimados por MQO considerando um processo iterativo são consistentes e assintoticamente normais e a estatística **t** padrão pode ser usada para investigar a significância de ϕ_1 a ϕ_p . A média μ de x_t pode ser estimada usando $\hat{\mu} = (\hat{\phi}_0 / 1 - \hat{\phi}_1 - \hat{\phi}_2 - \dots - \hat{\phi}_p)$. Com isso os parâmetros estimados da série de resíduos ε_t pode ser construída.

Após identificar e estimar os parâmetros busca-se o diagnóstico. Por isso, são aplicados alguns testes estatísticos para a comprovação e validade do modelo. Inicialmente elaboram-se alguns modelos para comparação de modo a facilitar a escolha pelo pesquisador do melhor modelo. Dentre os modelos estimados escolhe-se um que seja mais elaborado para ser submetido à análise, que indicará a necessidade ou não de parâmetros adicionais. Portanto, este teste tem como objetivo tentar corrigir algum erro que tenha sido cometido quando da identificação do modelo.

O teste de *Ljung-Box* (1978) – LB – testa a significância conjuntamente das **m** primeiras autocorrelações dos resíduos.

$$LB(m) = n(n+2) \sum_{k=1}^m (n-k)^{-1} r_k^2(\hat{\varepsilon}) \quad (12)$$

A hipótese nula aponta para não existência de autocorrelação nos resíduos para as defasagens de 1 a **m** de um modelo ARIMA (**p, d, q**). O teste de *Ljung-Box* (1978) segue distribuição assintótica Qui-quadrado $\chi^2(m-p-q)$, desde que **m/n** seja pequeno e **m** moderadamente grande.

E para finalizar, supõe-se que as realizações que compõem a série de resíduos sejam independentes e identicamente distribuídas com base na distribuição normal (média zero e variância σ^2). Diante dessa suposição, pode-se comprovar a eficácia das estimativas dos parâmetros e usar o teste **t** na análise.

Se na fase de diagnóstico forem aprovados mais de um modelo deve-se proceder a uma previsão ex-post para cada modelo remanescente. O modelo que apresentar para essa previsão os menores valores, para o Critério de Informação de Akaike (AIC) e o Critério de Informação Bayesiana (BIC), será o mais adequado.

O objetivo primordial da estimação consiste em prever y_{T+1} (**l** ≥ 1) como resultado de uma combinação linear das observações y_T, y_{T-1}, \dots . Sendo essas consideradas previsões do tipo:

$$y_i(l) = \eta_0 y_T + \eta_1 y_{T-1} + \eta_2 y_{T-2} + \dots + \eta_n y_{T-n} \quad (13)$$

Que podem ser representadas por uma combinação linear dos erros passados:

$$y_i(l) = \varepsilon_0 a_T + \varepsilon_1 a_{T-1} + \varepsilon_2 a_{T-2} + \dots + \varepsilon_n a_{T-n} \quad (14)$$

A atualização da previsão é uma combinação linear da previsão anterior de y_{T+1} feita no instante T com o erro de previsão um passo à frente, desde que seja a mais recente, representado por:

$$e(l) = y_{T+1} - y_T(1) = a_{T+1} \tag{15}$$

Para Granger e Newbold (1986) entre outros, a metodologia *Box-Jenkins* é mais usual em séries com mais de 50 observações. Outra observação importante feita por Fischer (1982) com relação aos modelos ARIMA refere-se ao limite do horizonte de previsão, ou seja, os modelos ARIMA apresentam a característica geral de suas previsões reverterem à média quando o horizonte de previsão aumenta. Resultados de análises com esses modelos mostram que os melhores resultados (previsões) são obtidos com 5 a 10 anos de informação (mensal), particularmente na presença de sazonalidade.

4. RESULTADOS

4.1. Análise Preliminar da Taxa de Rotatividade

De acordo com a Tabela 3, a média geométrica da taxa de rotatividade no período de 2002-2009 no Espírito Santo foi de 4,0%, com oscilação mínima de 3,6% (2002 a 2004) e máxima de 4,6% (2008). Percebe-se que a taxa de rotatividade é efetivamente elevada: cerca de 4,0% da força de trabalho ocupada no setor formal troca de emprego a cada mês.

Na Tabela 3 é possível verificar dois períodos distintos na taxa de rotatividade, ou seja, um período que vai de 2002 até 2005 e outro de 2006 a 2009. No período de 2002 a 2005 a média da taxa de rotatividade é de 3,7%, enquanto que entre 2006 e 2009 subiu para 4,3%. Como já ressaltado, essa variável tem um comportamento pró-cíclico e isto pode ser verificado de forma consistente a partir de 2006 quando se observa um crescimento na taxa de rotatividade. A reversão da tendência de alta pode ser verificada em 2009, quando em virtude dos reflexos da crise financeira mundial, a taxa de rotatividade se reduz para 4,3%.

Tabela 3 - Indicadores de emprego formal comparados – Espírito Santo 2002 a 2009 (%)

Indicador	Comportamento do Emprego formal - Espírito Santo								
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2002-2009
Variação do emprego	5,4	2,8	7,6	8,0	5,8	4,3	4,8	3,0	5,2
Tempo médio do emprego (em anos)	2,3	2,3	2,3	2,2	2,1	1,9	1,8	1,9	2,1
Taxa médio de desemprego (em meses)	3,1	3,0	3,1	2,9	2,8	2,6	2,4	2,6	2,8
Taxa de admissão	4,1	3,9	4,3	4,5	4,6	4,7	5,1	4,8	4,5
Taxa de desligamento	3,6	3,7	3,7	3,9	4,1	4,4	4,7	4,5	4,1
Taxa de rotatividade	3,6	3,6	3,6	3,8	4,0	4,3	4,6	4,3	4,0
Taxa de reinserção	32,3	32,8	32,8	34,6	36,1	38,6	41,1	39,2	35,9

Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Esses resultados podem implicar em vários problemas para os agentes econômicos do estado, visto que uma rotatividade excessiva na economia pode conduzir a uma perda de bons trabalhadores e paralelamente rebaixar o nível salarial. Os dados mostram uma taxa de 40% na realocação da força de trabalho ao ano no Estado⁵.

Além disso, há um grande efeito da taxa de rotatividade sobre a qualidade do emprego no estado. Sob esse aspecto existem duas dimensões que merecem ser consideradas: uma que está relacionada ao baixo investimento em treinamento por parte da firma, e outra que está relacionada com o baixo grau de compromisso entre trabalhadores e firmas. Quando a taxa de rotatividade é elevada existem poucos incentivos para investir em treinamento, o que culmina com um pequeno aumento de produtividade e, conseqüentemente manutenção de uma estrutura de baixa remuneração, além de incentivar a informalização das relações de trabalho – nesse caso o fluxo de trabalhadores é intenso e as empresas preferem informalizar a mão-de-obra – para reduzir custo com as demissões, que são menores quando os trabalhadores não têm carteira assinada. Portanto, uma taxa de rotatividade alta gera mais informalidade na economia, que por sua vez aumenta ainda mais a taxa de rotatividade (GONZAGA, 1998).

Cabe ressaltar que aumentos na rotatividade de trabalhadores resultam em reduções no tempo de re-inserção do trabalhador no mercado de trabalho, visto que o trabalhador pode encontrar mais facilidades para buscar outras oportunidades de trabalho. Na tabela 3, isso pode ser verificado, uma vez que a taxa de rotatividade e a taxa de re-inserção média mensal foram, em 2002, de 3,6% e 32,3% respectivamente e em 2009, foram de 4,3% e 39,2%, respectivamente. Esses valores permitem inferir que em 2009 o tempo de permanência do trabalhador desempregado diminuiu claramente no período analisado. Como ressaltado a taxa de rotatividade mudou de patamar a partir de 2006, mas ao mesmo tempo a taxa de reinserção também aumentou consideravelmente. Mais uma vez o crescimento da economia capixaba permitiu reduzir o tempo que o trabalhador depende entre deixar uma ocupação e encontrar outra.

Em termos setoriais, entre 2002 e 2009 houve crescimento na média mensal da taxa de rotatividade, cujo destaque é para o crescimento de +166,8% na Administração Pública; +163,1% nos setores de Serviços Industriais de Utilidade Pública; +40,6%, na Indústria de transformação; e +29,5% na Agropecuária. Apenas o setor de Extrativa Mineral obteve redução na média mensal da taxa de rotatividade (-41,1%). Os setores com as taxas de rotatividade mais elevadas foram Construção Civil (6,8%), Agropecuária (5,5%), Comércio (4,3%) e Indústria de Transformação (3,4%). Setorialmente, a taxa de rotatividade varia, principalmente, em função de dois fatores: a sazonalidade e a qualificação da mão-de-obra (Tabela 4)⁶.

⁵ A rigor, 3,6% não é a taxa de rotatividade do ano de 2002 e sim a média das taxas de rotatividade mensais de 2002.

⁶ Um dos fatores que podem influenciar na elevada taxa de rotatividade da mão-de-obra na construção civil é a lei nº 10.931/2004, a qual introduz o patrimônio de afetação, que consiste na adoção de um patrimônio próprio para cada empreendimento, que passará a ter a sua própria contabilidade, separada das operações da incorporadora/construtora. Com isso, com o término de cada obra ocorre um processo de demissão e posterior re-contratação da mão-de-obra para o empreendimento seguinte. Este procedimento pode superestimar a taxa de rotatividade da mão-de-obra na construção civil, pois este procedimento é apenas jurídico, mas na realidade os funcionários apenas foram alocados de um empreendimento para outro e não ficaram em nenhum momento desempregados.

Tabela 4 - Taxa de rotatividade média, segundo setor de atividade – Espírito Santo 2002 a 2009

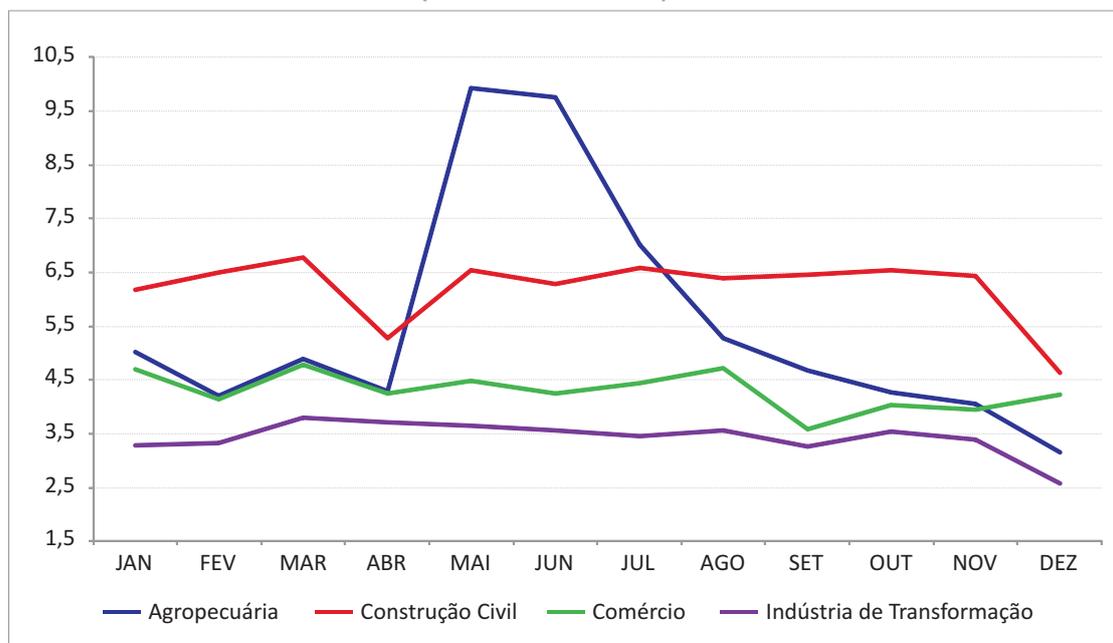
Setor econômico	Taxa de rotatividade média mensal 2002 - 2009									
	Movimentação de mão-de-obra no período									
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2002-2009 (1)	2002-2009 (2)
Total	3,6	3,6	3,6	3,8	4,0	4,3	4,6	4,3	4,0	4,0
Extrativa Mineral	2,7	2,8	3,0	2,8	2,6	2,8	2,1	1,6	2,5	2,5
Indústria de Transformação	2,9	2,8	2,9	3,5	3,6	3,8	4,1	4,0	3,4	3,4
Serviços Ind. Utilid. Públ.	0,7	0,7	1,1	1,3	1,6	2,0	2,1	2,0	1,4	1,3
Construção Civil	6,4	5,8	5,4	5,6	6,3	6,5	7,0	6,8	6,2	6,2
Comércio	3,9	4,0	4,1	4,2	4,2	4,5	4,9	4,5	4,3	4,3
Serviços	2,8	2,9	3,0	3,0	3,3	3,3	3,6	3,5	3,2	3,2
Adm. Pública	0,3	0,3	0,4	0,6	0,8	1,0	1,2	0,8	0,7	0,6
Agropecuária	5,0	5,4	5,3	5,5	4,5	5,8	6,1	6,5	5,5	5,5

Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Ao se considerar setores como a agropecuária e construção civil, por terem maior presença de pequenas e médias empresas, salários médios mais baixos e menor qualificação da mão-de-obra, os trabalhadores são facilmente substituíveis. Inversamente, os setores com certo grau de modernização como, por exemplo, comércio e indústria de transformação apresentam menor rotatividade, pois utilizam mão-de-obra mais qualificada, pagam melhores salários e oferecem maiores possibilidades de ascensão interna às firmas (Figura 7).

Figura 7 - Evolução ao longo do ano da taxa de rotatividade – Setores selecionados (média 2002 – 2009)



Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

O aumento da taxa de rotatividade no período recente no Espírito Santo está ligado ao dinamismo da economia em virtude da diversificação e dos elevados projetos de investimentos que impactam na estrutura produtiva. Isso pode ser traduzido por choques idiossincráticos, que levam a diferentes taxas de crescimento nos diversos setores de atividade e torna necessário constantes realocações da força de trabalho, conseqüentemente resultam em alterações na rotatividade de mão-de-obra, que por sua vez traduz-se em uma medida do grau de turbulência da economia, ou seja, a velocidade com que a estrutura setorial do emprego se modifica (BARROS, 2009).

Outro fator que contribui para elevar a taxa de rotatividade é o descasamento setorial entre o número e o perfil dos trabalhadores que se qualificam para determinado setor, frente ao número e perfil dos trabalhadores demandados pelas empresas. Esse comportamento aponta para a necessidade de melhorar a qualificação profissional, visto que a qualificação reduz a rotatividade da mão-de-obra.

4.2 Resultados Econométricos

A análise da série taxa de rotatividade tem como base os dados do CAGED do MTE. Embora a taxa de rotatividade analisada na presente nota tenha como prioridade o período de 2002 a 2009, optou-se por utilizar a série disponível de dezembro de 1999 a dezembro de 2009, visto que uma série maior permite melhores inferências sobre a série. A relevância da análise consiste em dimensionar quantitativamente aspectos relacionados com a durabilidade do vínculo ou rotatividade dos trabalhadores que ocupam o setor formal no mercado de trabalho.

A Tabela 5 apresenta as estatísticas descritivas da taxa de rotatividade para o estado do Espírito Santo. Observa-se que a variação média da taxa de rotatividade no período de dezembro de 1999 a dezembro de 2009 foi de 3,95%. O valor máximo da taxa de rotatividade foi de 5,68% e o mínimo de 3,02%. Além disso, em média o desvio em relação à média foi de 0,49% no período.

Tabela 5 - Estatísticas básicas para a taxa de Rotatividade no período de dezembro de 1999 a dezembro de 2009 para o estado do Espírito Santo

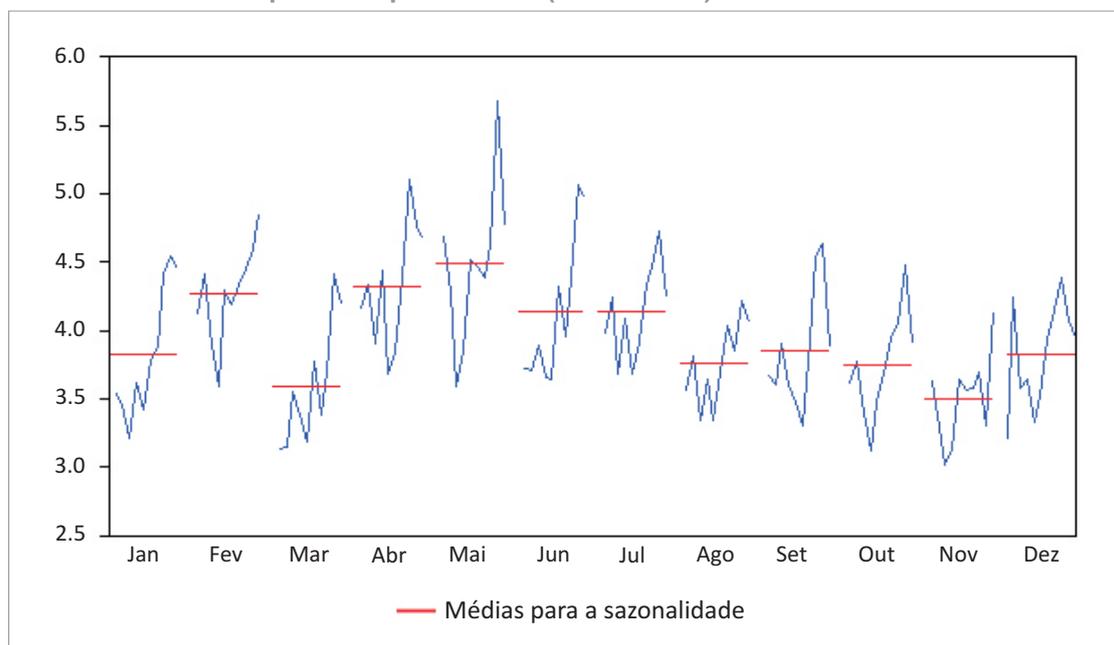
Variáveis	Média	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Observações
Taxa de rotatividade	3,95	5,68	3,02	0,49	121

Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Antes de proceder a análise econométrica é necessário verificar se a série possui sazonalidade, visto que esta pode interferir nas estimativas. A Figura 8 apresenta a distribuição das observações ao longo do ano no período de 2002 a 2009. É possível verificar que a série apresenta sazonalidade, visto que a média de sazonalidade para a taxa de rotatividade se eleva em fevereiro e de março a maio, principalmente em virtude da realocação da mão-de-obra nos setores agrícola, serviços, turismo e lazer. O mês de dezembro é tipicamente marcado pelo aumento da fricção no mercado de trabalho em âmbito nacional e estadual, em razão do fim do período de festas.

Figura 8 - Distribuição da série taxa de rotatividade entre os meses de janeiro a dezembro para o Espírito Santo (2002 – 2009)



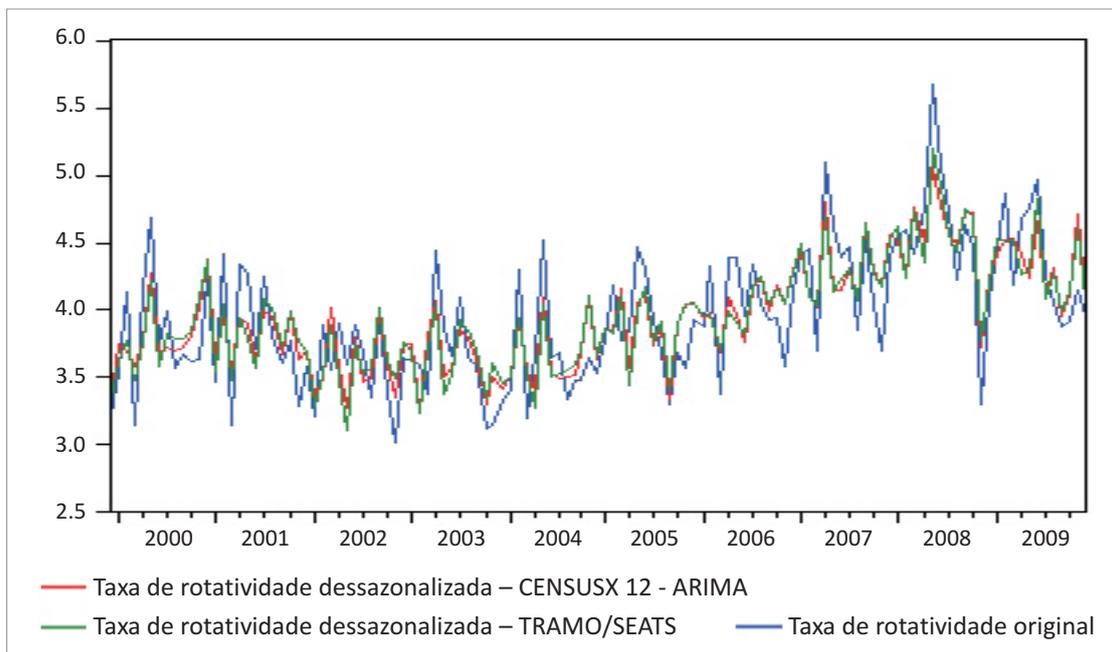
Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Para fazer estimativas mais consistentes é necessário realizar o tratamento estatístico para remover as influências da sazonalidade. Assim, na ausência de consenso relativo à aplicação de qual método seria adequado para ajustar a influência de sazonalidade optou-se pela utilização dos métodos CENSUSX12-ARIMA e TRAMO/SEATS. O método CENSUSX12-ARIMA é um programa de fundamentação empírica baseado em regras ad-hoc que leva em conta características aproximadamente semelhantes a um conjunto vasto de séries econômicas; o TRAMO/SEATS, que tem por base técnicas de extração de sinal, é, na realidade, a junção de dois programas: o TRAMO (*Time series Regression with ARIMA noise, Missing observations, and Outliers*) e o SEATS (*Signal Extraction in ARIMA Time Series*).

A partir da Figura 9 pode-se observar o comportamento comparativo da série taxa de rotatividade e da série taxa de rotatividade dessazonalizada pelo método CENSUSX12-ARIMA e TRAMO/SEATS. Pode-se perceber que pelo método TRAMO/SEATS a série apresentou uma oscilação mais suave se comparada ao método CENSUSX12-ARIMA

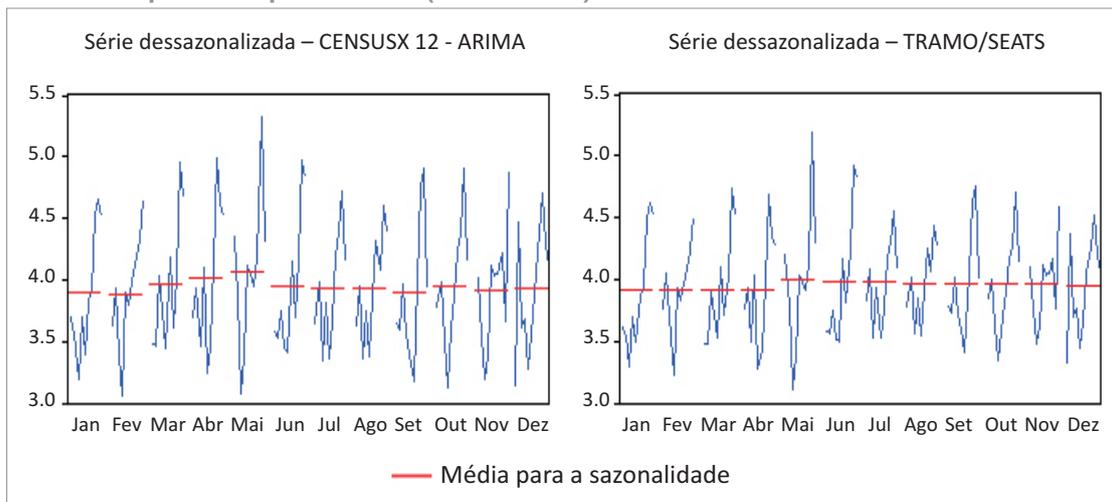
Figura 9 - Evolução da taxa de rotatividade e da taxa de rotatividade dessazonalizada para o Espírito Santo (2002 – 2009)



Fonte: MTE/CAGED.
Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

A Figura 10 apresenta uma análise comparativa com a aplicação dos métodos CENSUSX12 e TRAMO/SEATS. Pode-se observar que a dessazonalização pelo método TRAMO-SEATS foi mais adequado aos dados e praticamente eliminou o problema de sazonalidade, enquanto que na série dessazonalizada pelos CENSUSX12 ainda restou indícios de sazonalidade.

Figura 10 - Distribuição da série taxa de rotatividade entre os meses para o Espírito Santo (2002 – 2009)



Fonte: MTE/CAGED.
Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Após retirar a sazonalidade da série, realiza-se o primeiro passo da metodologia de Box-Jenkins: a identificação do processo gerador da série. Vale ressaltar que a importância do processo observado ser estacionário é que este possibilita fixar parâmetros válidos para previsão do futuro a partir do passado. Assim, como primeiro passo para essa modelagem são realizados procedimentos para a remoção da não-estacionariedade.

Procede-se à análise da Função de Autocorrelação (FAC) a fim de verificar a ordem de integração da série. Ao se analisar o correlograma da série com “a regra de bolso” de Vandaele (1983) concluiu-se que a série não é estacionária, visto que esta apresenta um comportamento lentamente declinante, o que indica a possibilidade de apresentar raiz unitária (ANEXO A).

E para corroborar a autenticidade desse comportamento fez-se a análise do teste de *Dickey-Pantula* para verificar o número de raiz unitária. Além disso, aplica-se o teste de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) para comprovar a existência de uma raiz unitária na série.

O resultado do teste de *Dickey-Pantula* é apresentado na Tabela 6. Pode-se observar que os resultados do teste mostram que a hipótese nula de duas raízes unitárias é rejeitada, visto que o valor estimado é superior ao valor crítico. Portanto, a série taxa de rotatividade possui no máximo uma raiz unitária. Além disso, de acordo com análise do correlograma dos resíduos, bem como os menores valores dos critérios de informação Akaike (AIC) Schwarz (BIC) e Hanann-Quinn (HQ) foi inserida 1 defasagem para a série apresentar resíduos do tipo ruído branco.

Tabela 6 - Resultado do teste de Dickey-Pantula para a série taxa de rotatividade no período de dezembro de 1999 a dezembro de 2009

Variável	Valor encontrado	Valor Crítico
Taxa de rotatividade	-18,17* (1)	-1,95

Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Nota: Um asterisco indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância. O valor entre parênteses representa a defasagem que se mostrou significativa.

A Tabela 7 apresenta o teste ADF para confirmar ou não a existência de uma raiz unitária para a série taxa de rotatividade. O teste de ADF para a série taxa de rotatividade demonstra a não existência de qualquer termo determinista. A estatística do teste para o modelo sem constante e sem tendência apresentou um valor para a estatística (0,53) maior do que o valor crítico da distribuição (-1,94), portanto não se rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária, o que confirma a não estacionariedade da série.

Na análise do teste ADF foram considerados também os resultados dos testes conjuntos, visto que estes testes são mais poderosos se comparados aos testes que avaliam os termos individualmente. No teste ADF conjunto para o modelo com constante e o modelo com constante e tendência, a estatística do teste indicou a não rejeição da hipótese nula de que a tendência é igual a zero e que a série possui uma raiz unitária. O teste conjunto que considera a inclusão ou não da constante no

modelo gerou um valor estatístico que se encontra na região de não rejeição da hipótese nula, portanto a constante é também estatisticamente igual a zero e pode ser omitida do modelo. A estatística que verifica a hipótese nula de tendência e constante iguais a zero com raiz unitária apresentou-se não significativa diante dos valores críticos simulados por Dickey e Fuller (1981), o que confirma a não inclusão de termos determinísticos no modelo.

Tabela 8 - Resultados do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em primeira diferença para a série taxa de Rotatividade, dezembro de 1999 e dezembro de 2009 para o estado do Espírito Santo

Tipo	Modelo	K	Estatística	Valor estimado	Valor crítico (5%)
Modelo III	$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$	1	τ_τ	-15,55	-3,45
			$\tau_{\alpha\tau}$	0,22	2,85
			$\tau_{\beta\tau}$	0,017	2,85
Modelo II	$\Delta y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$	1	τ_μ	-15,62	-2,88
			$\tau_{\alpha\mu}$	0,49	2,54
Modelo I	$\Delta y_t = \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$	1	τ	-15,66	-1,95

Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Com a série estacionária é possível verificar quais os modelos são elegíveis para se fazer previsão. Na Tabela 9 trabalha-se com a série estacionarizada a fim de verificar o seu processo gerador – AR(p), MA(q) ou ARMA(p,q), bem como as ordens de tal processo.

O segundo passo da metodologia de *Box Jenkins* consiste na estimação dos modelos candidatos. Ao analisar a Tabela 9, verificamos alguns candidatos a processo gerador da série: AR(1), AR(2), MA(1)MA(2), ARMA(1,1), ARMA(1,2). Para escolher o melhor modelo utilizam-se os menores valores para erro padrão e critérios de informação de AIC e BIC.

Avaliando o erro padrão e os critérios de informação (AIC e BIC), o melhor modelo é o ARMA(1,2), já que este apresenta os menores valores para tais parâmetros (Tabela 9).

Tabela 9 - Erro padrão, AIC e BIC e estatística Q dos modelos estimados

	Modelo	$\hat{\sigma}_\varepsilon$	AIC	BIC
1	AR (1)	0,3186	0,5590	0,5824
2	AR (2)	0,2782	0,2958	0,3428
3	MA(1)	0,2761	0,2727	0,2959
4	MA(2)	0,2746	0,2701	0,3166
5	ARMA (1,1)	0,2712	0,2448	0,2915
6	ARMA (1,2)	0,2685	0,2334	0,3035

Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Além disso, vale mencionar que o modelo não apresentou problemas de autocorrelação nos resíduos, conforme mostra o ANEXO C. Desta forma, optou-se por um modelo ARMA (1,2) como processo gerador da série.

A última etapa da metodologia de *Box-Jenkins* consiste na previsão, dada as condições passadas da taxa de rotatividade. Aplicou-se a previsão estática para os meses de janeiro a dezembro do ano de 2010 e os resultados podem ser vistos na Tabela 10.

Tabela 10 - Previsão para a taxa de rotatividade no Espírito Santo de janeiro de 2010 a dezembro 2010

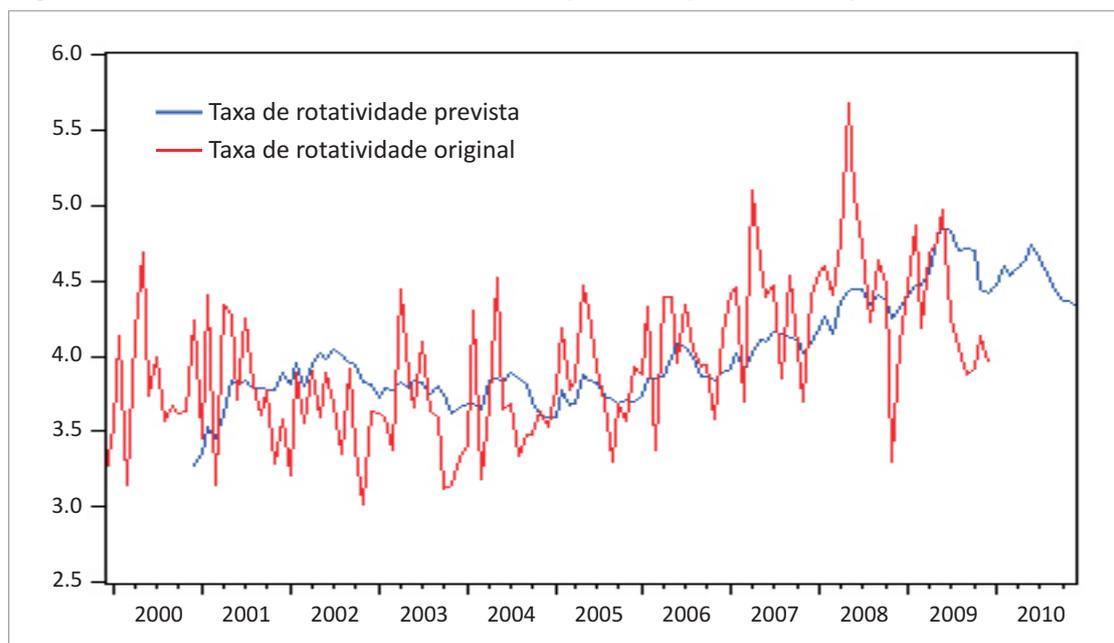
Período	Taxa de Rotatividade atual	Período	Previsão da taxa de rotatividade para jan/10 a dez /10
Jan/2009	4,45	Jan/2010	4,46
Fev/2009	4,86	Fev/2010	4,59
Mar/2009	4,19	Mar/2010	4,53
Abr/2009	4,67	Abr/2010	4,58
Mai/2009	4,76	Mai/2010	4,63
Jun/2009	4,97	Jun/2010	4,73
Jul/2009	4,25	Jul/2010	4,64
Ago/2009	4,05	Ago/2010	4,54
Set/2009	3,88	Set/2010	4,43
Out/2009	3,91	Out/2010	4,37
Nov/2009	4,13	Nov/2010	4,36
Dez/2009	3,95	Dez/2010	4,32

Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

O comportamento da taxa de rotatividade pode ser visualizado na Figura 11. A partir da história recente da taxa de rotatividade, os valores previstos para o preço mantêm uma média próxima ao último valor observado, mantendo-a nas observações futuras. Assim, esses valores podem ser resultado de uma espécie de média apresentada pelo preço futuro em relação aos preços dos períodos passados. Caso ocorra um choque inesperado na economia, que provoque uma grande modificação na taxa de rotatividade da mão-de-obra, as previsões devem ser refeitas.

Figura 11 - Previsão da taxa de rotatividade para o Espírito Santo, jan/2010-dez/2010



Fonte: MTE/CAGED.
Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Observa-se que os valores previstos continuam voláteis ao intercalarem períodos de queda com momentos de alta na taxa, porém com uma tendência de alta para o ano de 2010. Assim, a média esperada para 2010 para a taxa de rotatividade da mão-de-obra no Estado é de aproximadamente 4,51. Pelo comportamento da previsão é possível inferir que o mercado de trabalho formal no Espírito Santo ainda está em processo de ajustamento (Figura 11).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Essa nota técnica teve como objetivo realizar uma análise descritiva e empírica do comportamento do mercado de trabalho no período de 2002 a 2009, particularmente delinear em linhas gerais o perfil do mercado de trabalho no Espírito Santo, bem como enfatizar alguns elementos relevantes que alteram a taxa de rotatividade da mão-de-obra formal e seu comportamento futuro.

A partir das análises pode-se observar que o estado do Espírito Santo experimentou forte reação do mercado formal de trabalho, com elevação expressiva e contínua na geração de postos de trabalho a partir de 2003. O resultado demonstra ganho elevado na formalização da força de trabalho bem como crescimento da produção, o que reflete importantes repercussões socioeconômicas.

Em termos de movimentação de mão-de-obra, o setor formal no Espírito Santo apresentou um elevado número de admissões e desligamentos mensais no período analisado. Adicionalmente, os desligamentos ocorrem em maior proporção para trabalhadores com menor tempo de permanência nas firmas, em especial para aqueles com menos de 1 ano de contrato. Observou-se ainda, o aumento na demanda por trabalhadores com maior nível de escolaridade.

Entre 2002 e 2009, os setores de Serviços, Comércio, Indústria de Transformação e Construção Civil apresentaram as maiores contribuições ao crescimento do emprego formal. No que se refere à crise financeira, o setor doméstico da economia deu sustentação ao nível de atividade em 2009, ao passo que os efeitos da crise foram vislumbrados nos setores dependentes do mercado externo.

Como resposta ao dinamismo da economia do Estado, a média mensal da taxa de rotatividade registrou elevação no período em análise, e por conta do seu comportamento pró-cíclico apresentou pequena redução no período de crise.

A previsão para taxa de rotatividade mostra uma tendência de crescimento para a taxa de rotatividade em 2010, além de apresentar uma volatilidade ao intercalarem períodos de queda com momentos de alta. Conclui-se que o mercado de trabalho formal no Espírito Santo ainda está em processo de ajustamento

Estudos futuros poderão vir a confirmar, complementar e/ou aprimorar os resultados aqui descritos, bem como propor explicações detalhadas sobre o processo de rotatividade da mão-de-obra. Nesse sentido, dada a importância atribuída ao mercado de trabalho para o crescimento e desenvolvimento econômico, espera-se que esse esforço inicial contribua de alguma forma, na formulação de políticas públicas.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; MENDONÇA, R. Perspectivas para o mercado de trabalho brasileiro ao longo da próxima década. Estudos Econômicos, São Paulo, v.27, p.7-36, 1997.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; ROSALÉM, A. Uma avaliação da pertinência de um programa de bolsa qualificação para o combate a pobreza no Espírito Santo. IJSN. TD12.Set. 2009, São Paulo.

BOERI, T. Is job contercyclical? Journal of Labor Economics, v.14, n.4, p.603 e 625, 1996.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. Time series analysis: forecasting and control. San Francisco: Holden Day, 1976.

CABALLERO, R.; HAMMOUR, M. The cleansing effects of recessions. American Economic Review. v.84, 1995.

DAVIS, S.; HALTIWANGER, J. Gross job creation and destruction: microeconomic evidence and macroeconomic implications. NBER Macroeconomics Annual, v. 5, 1990.

FISCHER, S. Séries univariantes de tempo metodologia de Box e Jenkins. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística, 186 p. 1982.

GONZAGA, Gustavo. Rotatividade e qualidade do emprego no Brasil. Revista de Economia Política, v.18, nº 1, jan.-mar. 1998.

GRANGER, C.W.J., NEWBOLD, P. Forecasting Economic Time Series, Academic Press, 2ed. 1986.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Nacional por Amostra de domicílios (2001 - 2008).

INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES (IJSN). Rede de Estudos em Macroeconomia (MACRO). Disponível em: <http://www.ijsn.es.gov.br>> Acesso 10 de ago.2010.

MINISTÉRIO DO TRABALHO E EMPREGO. Cadastro Geral de Empregados e Desempregados. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/caged/default.asp>> Acesso 10 de dez.2009.

MORETTIN, P.A., TOLOI, C. M. C. Análise de séries temporais. Ed. Edgard Blücher, 556p. 2004.

MUNASINGHE, L. Wage Growth and the Theory of Turnover. Journal of Labor Economics, v. 18, 2000.

NERI, M.; CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. Mercado de trabalho nos anos 90: fatos estilizados e interpretações. IPEA, Texto para discussão, Rio de Janeiro, nº743, jul. 2000.

OCDE. Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico. Perspectives de l'Emploi. Paris: OCDE, 1994.

ORELLANO, V. I. F.; PAZELLO, E. T. evolução e determinantes da rotatividade da mão-de-obra nas firmas da indústria paulista na década de 1990. Pesquisa e Planejamento Econômico, v.36, n.1, 2006.

PASTORE, José. Estabilidade e rotatividade. Folha de São Paulo, Artigos. São Paulo, nov. 1987.

RAMOS, Lauro R. A. Desempenho recente do mercado de trabalho brasileiro: 1992-2005. Revista de Economia Política, 2008.

RAMOS, Carlos A.; CARNEIRO, Francisco G. Os determinantes da rotatividade do trabalho no Brasil: instituições x ciclos econômicos. Nova economia. Belo Horizonte, 2002.

VANDAELE, W. Applied Time Series and Box-Jenkins Models. United Kingdom: Academic Press, 1983. 409 p.

ANEXO A: CORRELOGRAMA DA SÉRIE TAXA DE ROTATIVIDADE

Sample: 1999M12 2009M12

Included observations: 121

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.585	0.585	42.419	0.000
		2	0.557	0.327	81.203	0.000
		3	0.663	0.430	136.62	0.000
		4	0.592	0.177	181.18	0.000
		5	0.583	0.160	224.81	0.000
		6	0.562	0.038	265.70	0.000
		7	0.515	-0.031	300.35	0.000
		8	0.568	0.104	342.81	0.000
		9	0.557	0.089	384.07	0.000
		10	0.502	0.017	417.92	0.000
		11	0.454	-0.122	445.75	0.000
		12	0.447	-0.101	473.03	0.000
		13	0.518	0.123	510.06	0.000
		14	0.442	-0.000	537.21	0.000
		15	0.397	-0.024	559.32	0.000
		16	0.371	-0.153	578.82	0.000
		17	0.446	0.109	607.27	0.000
		18	0.367	-0.069	626.68	0.000
		19	0.267	-0.162	637.10	0.000
		20	0.327	0.000	652.81	0.000
		21	0.299	-0.038	666.16	0.000
		22	0.274	0.007	677.48	0.000
		23	0.319	0.109	692.96	0.000
		24	0.140	-0.229	695.96	0.000
		25	0.206	0.012	702.52	0.000

Fonte: MTE/CAGED.
Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

ANEXO B: TESTES DE RAIZ UNITÁRIA DE KWIAKOWSKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN (KPSS) E DICKEY-FULLER GENERALIZED LEAST-SQUARES (DF-GLS)-ERS

Tabela B1 - Resultados dos testes de raiz unitária – DF-GLS e KPSS

Variável	DF-GLS (ers)	KPSS ($\eta\mu$)
Taxa de rotatividade	-0,32	0,95

Fonte: MTE/CAGED.

Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

ANEXO C: CORRELOGRAMA DOS RESÍDUOS NO MODELO ARMA(1,2)

Sample: 2000M02 2009M12

Included observations: 119

Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.063	-0.063	0.4815	
		2 -0.140	-0.145	2.8945	
		3 -0.066	-0.087	3.4337	
		4 -0.027	-0.062	3.5278	0.060
		5 -0.031	-0.063	3.6466	0.161
		6 0.158	0.136	6.8227	0.078
		7 0.016	0.022	6.8560	0.144
		8 0.044	0.089	7.1036	0.213
		9 -0.081	-0.047	7.9676	0.240
		10 0.012	0.035	7.9855	0.334
		11 -0.045	-0.044	8.2610	0.408
		12 -0.059	-0.093	8.7320	0.462
		13 0.100	0.076	10.096	0.432
		14 0.076	0.040	10.885	0.453
		15 -0.051	-0.007	11.239	0.509
		16 0.015	0.030	11.272	0.588
		17 -0.002	0.025	11.272	0.665
		18 -0.069	-0.042	11.942	0.683
		19 0.088	0.075	13.066	0.668
		20 -0.048	-0.077	13.399	0.709
		21 0.041	0.042	13.645	0.752
		22 0.010	0.005	13.660	0.803
		23 -0.040	-0.038	13.895	0.836
		24 -0.051	-0.038	14.290	0.857
		25 -0.067	-0.098	14.969	0.864

Fonte: MTE/CAGED.
Elaboração: IJSN/ Economia do Bem-Estar e do Setor Público.

Editoração
João Vitor André

Bibliotecária
Andreza Ferreira Tovar