



## **Previsão e planejamento: antecipando a tendência do emprego formal na cidade do Rio de Janeiro em 2010**

**Nº 20100401  
Abril - 2010**

Helcio de Medeiros Junior – IPP/Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro



## EXPEDIENTE

---

A **Coleção Estudos Cariocas** é uma publicação virtual de estudos e pesquisas sobre o Município do Rio de Janeiro, abrigada no portal de informações do Instituto Municipal Pereira Passos da Secretaria Extraordinária de Desenvolvimento da Prefeitura do Rio de Janeiro (IPP) : [www.armazemdedados.rio.rj.gov.br](http://www.armazemdedados.rio.rj.gov.br).

Seu objetivo é divulgar a produção de técnicos da Prefeitura sobre temas relacionados à cidade do Rio de Janeiro e à sua população. Está também aberta a colaboradores externos, desde que seus textos sejam aprovados pelo Conselho Editorial.

**Periodicidade:**

A publicação não tem uma periodicidade determinada, pois depende da produção de textos por parte dos técnicos do IPP, de outros órgãos e de colaboradores.

**Submissão dos artigos:**

Os artigos são submetidos ao Conselho Editorial, formado por profissionais do Município do Rio de Janeiro, que analisará a pertinência de sua publicação.

**Conselho Editorial:**

Fabício Leal de Oliveira, Fernando Cavallieri e Paula Serrano.

**Coordenação Técnica:**

Cristina Siqueira e Renato Fialho Jr.

CARIOCA – Da, ou pertencente ou relativo à cidade do Rio de Janeiro; do tupi, “casa do branco”. (Novo Dicionário Eletrônico Aurélio, versão 5.0)

# PREVISÃO E PLANEJAMENTO: ANTECIPANDO A TENDÊNCIA DO EMPREGO FORMAL NA CIDADE DO RIO DE JANEIRO EM 2010

---

*Helcio de Medeiros Junior<sup>1</sup> – IPP/Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro*

## 1 INTRODUÇÃO

A gestão da atividade, seja ela privada ou pública, prescinde de um olhar prospectivo, haja vista a necessidade de programar ações que envolvem orçamentação e uma diversidade de iniciativas administrativas para a consecução dos fins a que se propõe. Previsões pouco acuradas, bem como as medidas decorrentes para alcançar metas, representam custos nem sempre facilmente mensuráveis, e cuja compensação pode ser inviável. Cabe, portanto, envidar esforços para melhorar sistematicamente esta característica do processo de planejamento interno às organizações, visando minorar os gastos e otimizar os resultados desejados.

Trabalhar com previsões, no entanto, requer informações, experiência no entendimento e acompanhamento da variável-objetivo a ser prospectada, e expertise na manipulação de softwares e modelos econométricos, que aliam ciência e arte.

Este trabalho tem o propósito de evidenciar a importância da previsão como instrumento indispensável ao planejamento empresarial e público, levantar questões sobre o uso de ferramentas estatísticas no setor público e privado, e desenvolver um indicador antecedente do emprego formal carioca com base em dois métodos, julgando aquele que melhor se adequa à evolução da variável de interesse.

## 2 PREVISÃO COMO FERRAMENTA PARA O PLANEJAMENTO

A gestão de negócios privados e de recursos públicos requer a adoção de critérios mais científicos, e menos a sentimento, no processo de tomada de decisões. Dado o dinamismo da vida empresarial, procedimentos lógicos têm sido utilizados nos mais distintos níveis de complexidade, tornando mais racional e científico administrar recursos e minimizar riscos ao decidir.

---

<sup>1</sup> Economista, mestre em Economia Empresarial (UCAM), doutor em Planejamento Urbano e Regional (IPPUR/UFRJ) e Gerente de Estudos Econômicos do IPP; e-mail: hmjunior@pcrj.rj.gov.br.

O planejamento tem sido um meio eficaz como procedimento lógico para auxiliar os decisores em busca do desenvolvimento econômico e social, e para tanto, faz uso de planos, programas e projetos, com abordagem multidisciplinar, o que o caracteriza como um “processo”. Segundo Carvalho (1978),

o planejamento deve ser entendido como um processo através do qual se pode dar maior eficiência à atividade humana para alcançar, em um prazo determinado, um conjunto de metas estabelecidas. Compreende-se planejamento, antes de tudo, como um processo lógico que auxilia o comportamento humano racional na consecução de atividades intencionais voltadas para o futuro. Para um futuro mediato, ou seja, aquele que é previsto através do raciocínio, e não para o futuro apenas imediato obtido pela prática do existir predominantemente sensorial (CARVALHO, 1978, p. 16).

Mais do que um processo, o planejamento requer um sistema de retroalimentação e interdependência entre as partes que o compõem, haja vista que a realidade sujeita a todas a revisão constante, e na medida em que se realiza, gera novas leituras e pressões por revisões de rumo. A existência do sistema, portanto, requer um conjunto de instituições ou “partes”, cuja finalidade particular tem nos outros componentes reflexos por interação de objetivos, unidos por um dos elos que sistematize os propósitos, as metas, e avalie os resultados das ações de forma multidisciplinar.

Em que pese o objetivo final poder ser particular, submetido ao momento histórico em que é perseguido, seja no setor público ou privado não compromete a constância do “processo”, cujas características se mantêm. A este respeito, o processo de planejamento deve atender a um conjunto de características que o auxiliem em vista de sua operacionalidade, e dentre estas se destaca a previsão. Ao se tomar decisões para intervir na realidade, entende-se que a intervenção se realizará futuramente, e o plano proposto:

“[...] é a formulação racional e consciente de um conjunto de decisões para orientar a ação futura. Distingue-se, assim, de mero ato impulsivo ou das improvisações ‘ad hoc’, por mais sábias que estas possam vir a ser” (AMATO, P. M., 1966, p. 21).

Em vista das considerações de Amato, a previsão torna-se um dos princípios básicos e elementares do planejamento, e se caracteriza:

[...] não somente da evolução das tendências atuais como, também, das conseqüências que advirão de uma intervenção consciente. [...] Apesar de aparentemente óbvia esta afirmação, devemos acrescentar que a qualidade das decisões presentes está em estreita dependência da nossa capacidade de prever e esta capacidade de prever

diretamente relacionada com o domínio das técnicas especializadas no campo em apreço (CARVALHO, 1978, p. 52-53).

O aspecto citado, da dependência entre a capacidade de prever e o domínio das técnicas, requer que o ferramental disponível seja manipulado por expertos, que possam gerir o trabalho de aperfeiçoamento do exercício de apropriação da realidade, denominado, modelo. Na medida em que há inter-relações entre os meios (fenômenos relacionados à variável-objetivo), e estas são complexas, as decisões mais simples devem ser submetidas a investigações racionais pretéritas, para que pequenos erros não comprometam o processo. Cada uma das fases, portanto, uma vez vencidas podem determinar rumos inesperados, tornando a crítica constante um exercício de devotamento e perseverança tranqüila.

A miríade de escolhas reciprocamente exclusivas, surgida nas fases do processo de planejamento, aparentemente estanques, as faz imbricadas umas com as outras. Carvalho, ao caracterizar as qualidades do processo de planejamento, define como “globalidade” a universalidade de alternativas e pontos a serem considerados no estudo da realidade de interesse:

[...] A análise das inter-relações, das dependências, a determinação de estudos de causa e efeito das variáveis que envolvem ou contingenciam a decisão obriga-nos a uma visão global sobre todos os aspectos envolventes [...] A característica de globalidade não se restringe aos múltiplos aspectos que determinam a decisão. Procura abranger, também, os fatores que estão fora dos limites da ação, de maneira a compreender o processo de desenvolvimento econômico e social, onde se realizará a ação, na sua totalidade. A unilateralidade da análise ou da previsão conduz a desvios significativos que podem comprometer o intento do planejamento [...] Significa que quanto mais universal for o conhecimento menor a probabilidade de erro, principalmente nas decisões globais ou ao nível de estratégias (CARVALHO, 1978, p. 49).

O conhecimento da realidade em estudo, portanto, é fundamental para a proposição dos fenômenos que comporão os modelos. Às vezes, por terem características comuns, algumas variáveis podem ser excluídas por já se fazerem representadas através de outras. Essa busca, no entanto, nem sempre é fácil:

[...] Uma aparente dicotomia pode ser assim constituída: excesso de variáveis ou escassez de variáveis. A solução seria aparentemente, também, o meio termo. Mas, como encontra-lo? E, será essa a solução? A resposta é difícil e grande parte dela se apóia na sensibilidade política do planejador (CARVALHO, 1978, p. 49).

A citada sensibilidade do planejador, e também a do analista, está diretamente ligada à parcimônia com a qual deve fazer uso dos fenômenos, em abordagens sucessivas, que levarão do ideal ao possível. Nem sempre se atinge o desejado, face às inúmeras dificuldades às quais se vê confrontado: de inexistência da medição dos fenômenos, de número insuficiente de informações, do período de apuração/levantamento *vis-à-vis* os demais, da tempestividade, de suas características intrínsecas que podem inviabilizar o uso etc. Isso sem contar com a necessidade de adaptação do modelo, ou método de abordagem, tendo em vista que a única coisa estável da realidade é a mudança. Transpostas estas dificuldades, há que se ter em mente que o analista é um elo importante do processo de planejamento, e que este, na medida em que se adapta à evolução das ideias, imporá modificações a seu trabalho.

A respeito da característica mutável do processo, coerente com a natureza de sistema, Carvalho observa que:

[...] Uma parcela de imprevisível impõe ao método o dinamismo e a velocidade de adaptação. A cada instante, suas metas, seus meios, seus recursos e seus caminhos deverão ser revistos, pois é impossível prever todos os fatores que iremos encontrar no desenrolar da ação, fatores esses que se dão a conhecer melhor ou se modificam na proporção em que o planejamento aprofunda a análise ou encontra novas interpretações para os mesmos fatos. Muitas vezes, quando o planejamento atinge etapas de realização, chega a resultados diferentes dos inicialmente previstos.

Esse processo de constante revisão das decisões face a informações seja da execução, seja de novos estudos, etc., é que determina a função de realimentação de um sistema decisório. [...] A própria estrutura é dinâmica e seu dinamismo gerador de novas estruturas e processos.

A clara noção do tempo deve estar sempre presente na mente do planejador. Ela torna, ao mesmo tempo, viável e auto-adaptativo o próprio sistema de planejamento (CARVALHO, 1978, p. 51).

Sendo dinâmico o processo de planejamento, por necessidade se torna diligente a modelagem por parte do analista, em vista de maior refinamento e adaptação à realidade de interesse. A prática, por seu turno, é complexa e requer o cumprimento de passos que viabilizem a existência das previsões, como se verá a seguir.

### **3 A CONSTRUÇÃO DOS MODELOS ECONÔMICOS NO SETOR PÚBLICO**

Construir modelos econômicos, como exposto em Medeiros Junior (2003b), envolve uma sucessão de passos prévios já consagrados na literatura, com o objetivo de garantir-lhe qualidade e eficácia, e para que o objetivo almejado atenda a questões

que envolvem o entendimento das relações de comportamento entre os fenômenos estudados, e sua utilidade em prever o futuro. Implica, de forma sucinta e não exaustiva, a pesquisa de trabalhos prévios, a escolha dos indicadores, a realização de testes estatísticos individuais em cada uma das séries em uso que julgue a existência ou não de raiz unitária, se o relacionamento entre os fenômenos é ou não de longo prazo, que tipo de método utilizar, a causalidade entre os fenômenos, a qualidade do ajuste, o julgamento da significância dos parâmetros estimados e a utilidade das previsões. Tendo em vista que cada um destes passos implica variadas considerações, já abordadas em outros estudos, que demandariam espaço que tornaria extenso este trabalho, as explicações quanto aos passos serão sucintas e oportunamente serão indicadas as referências bibliográficas para maior detalhamento aos interessados.

Já quanto aos propósitos na construção dos modelos, diferem segundo o interesse de quem se presta a seu uso, e a este respeito, Contador comenta:

[...] Embora a antevisão das condições econômicas no futuro seja algo procurado por todos, as técnicas de previsão são desenvolvidas principalmente para atender os interesses de órgãos de classe, empresas e governo. Com algumas pequenas nuances, as técnicas adotadas são muito semelhantes. A principal diferença reside nas prioridades ou variáveis-chave; as empresas, em última instância, estão interessadas em prever o lucro e as vendas; o governo federal preocupa-se com variáveis macroeconômicas, como a renda nacional, o nível de emprego, e a taxa de inflação; os governos estaduais e municipais, com a arrecadação de impostos, a produção e o emprego regional; e os órgãos de classes têm interesse em prever fenômenos dos mais diversos, desde a receita dos associados, vendas, índices de preços, emprego, etc. (CONTADOR, 1982, p. 4).

Apesar de Contador ponderar pela semelhança das técnicas, aspecto que à época poderia ser mais aceitável, preferimos considerar que o que há de mais semelhante ainda hoje é o interesse em antever as condições econômicas e sociais que cercam a atividade do planejador, já que desde então a econometria de séries de tempo teve avanço considerável.

Aliada ao interesse mencionado, há a necessidade de fazer uso desta técnica, principalmente se a atuação do interessado se dê em recorte regional (MEDEIROS JUNIOR, 2001). Especificamente quanto à nossa área de interesse, é fato que:

[...] os efeitos observados no comportamento da economia carioca não são exclusivamente devidos às decisões “caseiras” de política econômica, mas sim de que a proposição de políticas se dá no âmbito federal ou em outra esfera, tal como a das empresas transnacionais, cabendo ao poder local ações tanto quanto limitadas, e em geral como resposta a questões que fogem a seu domínio (MEDEIROS JUNIOR, 2001, p. 3).

Tolosa (1999), ao exemplificar, chama atenção sobre os impactos decorrentes de intervenções do governo federal no sistema de preços:

[...] a experiência demonstra que, na maioria das vezes, a condução das políticas macroeconômicas não leva em consideração os seus rebatimentos espaciais e, como tal, pode dar origem a sérias distorções distributivas entre regiões e cidades. [...] a adoção de medidas restritivas visando à estabilização de preços frequentemente gera efeitos perversos e assimétricos sobre o emprego, sobre os padrões de uso do solo e sobre o meio ambiente, e sobre a acessibilidade da população à infra-estrutura habitacional, de saúde, saneamento, educação e lazer (TOLOSA, 1999, p.3).

Justifica-se, pois, a modelagem econométrica regional não só por ser uma necessidade para as instituições que, comprometidas com sua sobrevivência, área de atuação e público-alvo, planejem suas atividades, mas também por fazerem parte de “mercados” regionais, específicos por natureza, e que sofrem efeitos de ações governamentais sobre as quais pouco ou nada tem a influenciar. O imobilismo, neste caso, é prenúncio de perda de participação (*market share*) para instituições privadas, e de recursos mal utilizados, por gestores públicos. Em ambos os casos, os financiadores (acionistas e população) ver-se-ão desprovidos dos retornos esperados da representação delegada.

### **3.1 Sistemas de informação nas administrações públicas: uma carência**

Apesar de úteis para a gestão pública, tendo em vista os subsídios que oferecem ao planejador na antecipação de um futuro apenas imaginado, modelos econométricos têm como pré-condição a existência de informações. Estas, por seu turno, nem sempre estão disponíveis na forma desejada, mas a experiência demonstra que, mesmo ocultas, podem ser acessadas ou geradas, mediante pesquisas e/ou levantamentos em registros administrativos que as tragam à luz.

No entanto, mesmo nas administrações que as possuem estarão subutilizadas se: 1) o processo de planejamento não existir, e; 2) o sistema de informação for mal estruturado. Não se pode planejar sem informações, e a existência destas estará em risco se a equipe que as coleta, organiza e disponibiliza carecer de apoio. Poucas cidades brasileiras contam com instituições públicas dedicadas a este trabalho, a exemplo do Instituto Pereira Passos na cidade do Rio de Janeiro, e em virtude desta

carência, dependem dos órgãos estaduais de estatística, que nem sempre tem fôlego para gerar o conjunto de informações necessário para a gestão local.

Por outro lado, mesmo quando há instituições dessa natureza (municipais ou estaduais), a estabilidade da equipe que dá continuidade ao trabalho é da maior relevância, pois os custos gerados pela vacância, a intermitência ou o abandono do acompanhamento não são explícitos, e as evidências da interrupção do trabalho só serão percebidas pela população quando já for tarde. Por esta razão, como proposto em esforço anterior (MEDEIROS JUNIOR, 2008a), consideramos necessário que o sistema de planejamento conte com capilaridade na máquina pública para ter os subsídios necessários ao seu trabalho em prol da boa gestão. Dada a inexistência do sistema de planejamento na maioria dos municípios brasileiros, e na cidade do Rio em particular (MEDEIROS JUNIOR, 2009a), ponderamos que:

[...] a exigência de re-ordenamento e redefinição de modelos organizacionais adotados pelos municípios converge com a proposta de ressurreição da estrutura formal de planejamento e seu sistema, que consideramos condição necessária para extrair da máquina pública tudo que pode oferecer. Reestruturar o sistema, no entanto, é mais difícil que criar por decreto uma secretaria. Requer conceber uma nova forma de absorver os elementos necessários para que se efetue o planejamento. Neste ponto, vimos sugerir que **o retorno do sistema de planejamento se dê com a criação de uma nova carreira na administração pública: a de agente de informação**. Na medida em que as secretarias de governo e/ou órgãos correlatos – autarquias, fundações e empresas públicas – contem com setores (diretorias e/ou gerências) dedicados ao levantamento, armazenamento, uso e disseminação de estatísticas, o secretário de planejamento teria condições de absorver informações através dos agentes de maneira rápida e sistemática, para que não só as decisões de curto prazo sejam mais eficientes, como também o risco de soluções alternativas menos eficientes se reduza. **Concebe-se, assim, que os agentes de informação estejam lotados, ou pertençam, à secretaria de planejamento, através da qual se garantiria treinamento e atualização constantes. Sua distribuição nas unidades administrativas da máquina pública, a bem da eficácia do sistema de planejamento, se daria por arranjo capaz de cumprir os fins a que se propõe, qual seja, o de garantir a existência de informações em cada uma delas, e a “lubrificação” necessária ao sistema de planejamento para que estabeleça ações e metas no curto e longo prazos**. Esta iniciativa promoveria a estabilidade do sistema, que se estabeleceria na medida em que se reforçasse nas unidades administrativas a prática do acompanhamento de suas atividades (MEDEIROS JUNIOR, 2008a, p. 201, grifo nosso).

A existência do agente de informação como representante de uma secretaria que tratasse do planejamento<sup>2</sup> municipal, em cada um dos órgãos da máquina que gerassem (mediante registros administrativos) ou absorvessem informações do sistema estatístico nacional, garantiria que as mais diversas secretarias de governo oferecessem ao sistema de informação local condições para disponibilizar ao gestor municipal e à população ferramentas de monitoramento das ações, e avaliação de políticas públicas. Seriam, também, fontes internas para a instituição local dedicada à estruturação da base de dados municipais, que conjugada com informações externas ofereceria meios para a geração de modelos econométricos que sugerissem revisões de rumo, ou fortalecimento das iniciativas já implementadas.

#### **4 O EMPREGO FORMAL CARIOCA COMO OBJETO DE ANÁLISE PARA IMPLEMENTAÇÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS**

Como apontado por Contador, às administrações públicas importaria estudar meios para prever a arrecadação de impostos, por representar em sua evolução a probabilidade de geração dos recursos que financiarão a gestão dos projetos de governo, ou o comportamento de variáveis indicativas no nível de atividade, tais como a produção e o emprego. Por escolha, ainda que arbitrária, nos propomos neste trabalho eleger o emprego como variável-objetivo por ser indicador do nível da atividade econômica, bem como resultado de seus efeitos, dependendo da posição que ocupar no ciclo “emprego – renda – consumo – emprego”.

A escolha de variável representativa de mercado ligado ao lado real da economia<sup>3</sup> (VASCONCELLOS; GARCIA, 2004) para propor ferramentas prospectivas, objetiva oferecer ao gestor público um olhar múltiplo: ao mesmo tempo econômico e social. Na medida em que às administrações municipais importa o bem-estar da população residente, ter em perspectiva a evolução do mercado de trabalho local é útil para identificar padrões de inserção e permanência, setorialmente ou por atributos dos trabalhadores. Com base nas informações levantadas, e em vista da condição particular do ciclo econômico no qual se encontra o município, torna-se possível, então,

---

<sup>2</sup> Não necessariamente com este nome.

<sup>3</sup> Costuma-se dividir o sistema econômico em cinco mercados para fins de análise macroeconômica, separados em duas partes: uma monetária e outra real. Na primeira, alinham-se os mercados monetário, de títulos e de divisas, e na segunda os mercados de bens e serviços e de trabalho.

implementar políticas públicas ativas e/ou passivas<sup>4</sup> de mercado de trabalho (CHAHAD, 2003; POCHMANN, 2008). Tais políticas visam amenizar dificuldades de alguns subgrupos ocupacionais e etários, discriminados pela demanda de trabalho em vista do desenvolvimento tecnológico transformador e fragmentador (BALTAR, 1985), ou que, por força do processo de modernização, tenham sido alijadas na disputa por um posto de trabalho no circuito inferior ou superior (SANTOS, 2008). Seja qual for a situação, recursos orçamentários dedicados às políticas terão que discriminar segmentos, e a escolha pela melhor alocação será discricionária em favor de maior eficiência e eficácia no retorno à sua aplicação, que as informações obtidas propiciarão vislumbrar.

Por outro lado, um aspecto relevante para a geração de modelos de previsão refere-se ao descasamento temporal entre a apropriação pelo pesquisador do dado divulgado por determinado levantamento, e a época à qual se refere. As pesquisas conjunturais implementadas pelo IBGE disponibilizam informações com defasagens que vão de aproximadamente um mês (caso da Pesquisa Mensal de Emprego-PME<sup>5</sup>) a dois meses, como na Pesquisa Industrial Mensal-Produção Física (PIM-PF) e na Pesquisa Mensal do Comércio-PMC<sup>6</sup>. Já a base de dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados do Ministério do Trabalho e Emprego (CAGED/MTE), por exemplo, tem como época de divulgação meados do mês seguinte ao de referência, o que representa um ganho para o pesquisador que analisa seus resultados.

A defasagem da disponibilização das informações é um grande impeditivo à gestão pública, pois deve-se tomar decisões diárias sobre uma realidade

---

<sup>4</sup> Políticas ativas se propõem a melhorar o acesso do desempregado ao mercado de trabalho, ao desenvolvimento de habilidades para algumas ocupações, e subsidiar o emprego. Na década de 1990, a intervenção governamental para minorar o problema do desemprego com base em recursos do Fundo de Amparo do Trabalhador (FAT) levou à implementação do Programa Nacional de Formação Profissional (Planfor), do Programa de Geração de Emprego e Renda (Proger), do Programa de Emprego (Proemprego) e de iniciativas de empréstimos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Já políticas passivas, relacionadas a gastos com benefícios aos desempregados e programas de aposentadoria do trabalhador, tem como exemplo o seguro-desemprego e a intermediação de mão de obra.

<sup>5</sup> É divulgada, geralmente, na penúltima ou última quinta-feira do mês seguinte ao mês de referência.

<sup>6</sup> O Município do Rio de Janeiro conta com os três levantamentos, o que se torna um diferencial importante para a construção do modelo por captarem segmentos de atividade econômica relevantes. Por ser núcleo da Região Metropolitana do Rio de Janeiro, as amostras da PME, PMC e PIM-PF têm robustez suficiente para oferecer informações no recorte municipal mediante tabulações especiais. Contratadas ao IBGE por meio de convênio entre o IBGE e o IPP, estão disponíveis em <http://www.armazemdedados.rio.rj.gov.br>, na seção Estatísticas Municipais. Para os demais municípios, no entanto, não há esta disponibilidade, uma vez que o programa de trabalho do IBGE não alcança este recorte geográfico em investigações desta natureza.

desconhecida. Neste particular, a previsão gerada pelos modelos econométricos minimiza a carência de dados, sendo, este, mais um fator a realçar sua necessidade. Dependendo da qualidade, o modelo de previsão ajustado poderá antecipar a tendência da variável-objetivo, o limite intervalar da estimativa e, com boa aproximação, o valor pontual do mês em curso, ainda por conhecer, bem como valores esperados alguns passos (meses) à frente, o que permitirá precipitar ações públicas para redirecionar o uso dos recursos orçamentários disponíveis, dando ao planejador condições de, com razoável segurança, otimizar o uso de recursos escassos.

## 5 MATERIAL E MÉTODOS UTILIZADOS

Como já antecipado, utilizou-se neste trabalho informações relativas ao emprego formal, baseado nas admissões e desligamentos mensais oriundas do CAGED/MTE. Obtido o saldo mensal líquido dos ingressos, utilizou-se o estoque de vínculos (ou postos de trabalho) celetistas em 31/12/2008, disponível na Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) de 2008, para gerar o nível de emprego na cidade do Rio de Janeiro para o período compreendido entre janeiro de 2000 e janeiro de 2010, perfazendo um total de 121 observações. Para a cidade do Rio, em decorrência da disponibilidade de dados oriundos das pesquisas conjunturais do IBGE<sup>7</sup>, foram utilizados para o mesmo recorte temporal, o número-índice do volume de vendas do comércio varejista e o número-índice da produção física da indústria de transformação, ambos indicadores do nível de atividade de cada segmento, haja vista cobrirem, respectivamente: parte relevante dos Serviços e porta de entrada para jovens no mercado de trabalho, e uma atividade que, por seus efeitos encadeadores e qualidade do emprego agrega, com rendimentos superiores à média, um em cada oito vínculos cariocas.

Os métodos utilizados cobrirão: a) testes de raiz unitária; b) modelo univariado de séries de tempo, que tomará o nível de emprego como variável-objetivo, a partir da proposição ARIMA de Box & Jenkins; c) modelo de vetores auto-regressivos (VAR), que incorporará as variáveis relacionadas aos setores de atividade; d) teste de co-integração de Johansen, para avaliar se há relacionamento de longo prazo entre as variáveis, e; e) medidas de avaliação do ajustamento dos modelos, bem como da

---

<sup>7</sup> Por ser núcleo da Região Metropolitana do Rio de Janeiro, as amostras da PME, PMC e PIM-PF têm robustez suficiente para oferecer informações no recorte municipal mediante tabulações especiais. Contratadas ao IBGE pela Prefeitura da cidade do Rio, estão disponíveis em <http://www.armazemdedados.rio.rj.gov.br>, na seção Estatísticas Municipais.

adequação das estimativas nos pontos de reversão. A seguir uma breve descrição para cada um dos métodos empregados.

## 5.1 Testes de Raiz Unitária

Conhecer a ordem de integração, ou o número de vezes que uma série deve ser diferenciada para tornar-se estacionária, é um procedimento necessário tendo em vista que, por exemplo, se duas séries exibirem forte tendência, o alto valor da estatística  $R^2$  será devido a seu efeito, e não ao verdadeiro relacionamento entre elas (GUJARATI, 1995). O método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), usualmente utilizado para a estimação dos parâmetros de modelos de regressão, tem como premissa que a média e a variância dos fenômenos de interesse sejam estáveis ao longo do tempo, o que não é verdadeiro quando a série tem raiz unitária (RAO, 1994). Dessa forma, testes de hipótese se tornam viesados e não indicam o verdadeiro relacionamento entre as variáveis, e seus resultados tornam-se espúrios. O teste de raiz unitária comumente utilizado é o Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que tem como base a seguinte regressão:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + (\rho_1 - 1)y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

onde:  $\alpha$  é uma constante (ou intercepto);  $\beta t$  é a tendência;  $\nabla$  é o operador diferença,

representado como:  $\nabla_t = Y_t - Y_{t-1}$ , e  $\rho_i = \sum_{j=1}^p \phi_j$ ,  $i = 1, \dots, p$ . Para a realização dos testes de raiz unitária foram utilizados os valores críticos tabulados por Mackinnon (1991).

Segundo Margarido e Medeiros Junior (2006), entretanto, apesar da maior parte das séries em economia serem integradas de ordem um, existem aquelas que são integradas de ordem dois. Logo, a inclusão de uma diferença de ordem um não é capaz de torná-la estacionária, sendo necessária uma segunda aplicação do operador de diferença de ordem um. Determinadas séries em particular, relacionadas a preços nominais numa conjuntura com acirramento do processo inflacionário, podem conter duas ou até mais raízes unitárias. Conforme PATTERSON (2000), nesses casos a estratégia mais adequada é testar um número de raízes unitárias superiores à unidade, relativamente a testar a presença de uma única raiz unitária. A justificativa para tal procedimento consiste no fato de que, quando a série é integrada de ordem dois, a

utilização do teste de raiz unitária tradicional pode conduzir a conclusões equivocadas quanto à ordem de integração da variável.

Em função desses problemas, DICKEY e PANTULA (1987) desenvolveram um procedimento que caminha no sentido inverso dos testes Dickey-Fuller, ADF e Phillips-Perron. Estes últimos adotam a filosofia do teste específico para o geral, ou seja, iniciam-se com as variáveis em nível e conforme a necessidade são implementadas diferenças até que a variável fique estacionária. Por sua vez, o teste Dickey-Pantula é orientado do teste geral para o específico, pois se inicia com diferenças de ordens elevadas, em geral de ordem dois em economia, e as ordens das diferenças são reduzidas até o ponto em que o teste seja executado com a variável em nível. CHAREMZA e DEADMAN (1999) justificam a utilização do conceito partindo de um modelo geral para um específico em função do fato de que os testes possuem melhores propriedades estatísticas relativamente ao outro procedimento. Para maiores detalhes da metodologia, ver MARGARIDO e MEDEIROS JUNIOR (2006).

## 5.2 Modelo auto-regressivo e integrado de médias móveis (ARIMA)

Segundo Cunha e Margarido (1999), a idéia central da proposição de Box & Jenkins (1976) é de que o processo gerador de uma série temporal pode ser parcialmente explicado por componentes relacionados a ela mesma, por suas realizações anteriores (parâmetros auto-regressivos) e/ou pelos próprios erros passados (parâmetros de médias móveis). Os modelos auto-regressivos integrados de médias móveis (ou ARIMA p, d, q) são representados por:

$$\tilde{y}_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (2)$$

onde:  $\tilde{y}_t = y_t - \mu$  ; e  $\tilde{y}$  é a variável diferenciada  $y_t$ , centrada em relação à sua média  $\mu$ , enquanto que a variável diferenciada é representada por:  $y_t = \nabla^d Y_t$ , onde  $\nabla^d$  é o operador de diferença, isto é,  $\nabla^d = (1 - B)^d$  e  $Y_t$  é a variável no nível;  $B$  é o operador de atraso, tal que  $B^j y_t = y_{t-j}$ ;  $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$  é o operador auto-regressivo de ordem p, e  $\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q$  é o operador de média móvel de ordem q. Caso não haja a necessidade de nenhuma diferença, então  $d=0$ , e se os componentes

sazonais forem incorporados ao modelo acima, então o modelo em (2) assume a forma:

$$\tilde{y} = \frac{\theta(B)\Theta(B)}{\phi(B)\Phi(B)} a_t \quad (3)$$

onde:  $\Theta(B) = 1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_p B^{ps}$  é o operador sazonal de média móvel, e  $\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_q B^{qs}$  é o operador sazonal auto-regressivo.

A metodologia de Box & Jenkins envolve três passos: identificação, estimação e verificação, feitos em várias rodadas. Sugere-se a experimentação de modelos alternativos com os três passos descritos, e a escolha do definitivo mediante a análise dos resíduos, nos quais não pode haver correlação entre si, devendo estar limpos (white noise).

### 5.3 Teste de Co-integração de Johansen

Entre dois fenômenos pode haver um relacionamento de curto ou longo prazo, na medida em que a aderência entre eles for breve, devido provavelmente à influência de um terceiro fenômeno, ou que estruturalmente convirjam para uma condição de equilíbrio natural. Assim, o conceito de co-integração tenciona identificar se duas ou mais variáveis integradas de mesma ordem possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo, e, caso haja, torna-se útil contar com os fenômenos para a modelagem.

Segundo Margarido e Barros (2000), o procedimento de Johansen tem como ponto de partida o modelo auto-regressivo vetorial (VAR) e a proposição de correção de erros (VECM), e sua metodologia tem, resumidamente, três situações distintas. Se:

[...] o posto de  $\Pi$  é completo (isto é, há  $r = n$  colunas linearmente independentes) então as variáveis em  $z_t$  são  $I(0)$ , enquanto que, se o posto de  $\Pi$  é zero então não há relacionamento de co-integração. Nenhum desses dois casos são particularmente interessantes. Mais importante, é quando  $\Pi$  tem posto reduzido; isto é, há  $r \leq (n-1)$  vetores de co-integração presentes (HARRIS, 1995, p. 79).

Se  $r = n$ ,  $z_t$  é estacionário o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível. Se  $r = 0$ ,  $\nabla z_t$  é estacionário e o modelo deve ser ajustado com as variáveis diferenciadas. Por fim, se  $0 < r < n$ , deve-se testar quais colunas de  $\alpha$  são iguais a zero.

Dado que  $\Pi$  pode ser formulado como  $\Pi = \alpha \beta'$ , onde  $\alpha$  e  $\beta$  correspondem a matrizes

de dimensão (n X r), implica que  $\beta' z_t$  é estacionário, donde se conclui que existem r vetores de co-integração, que são exatamente as r colunas de  $\beta$  (MARGARIDO; BARROS, 2000).

Para testar a hipótese nula de que existem pelo menos r vetores de co-integração, dois testes são propostos por Johansen e Juselius (1990). A hipótese nula  $H_0$  é representada matematicamente como:  $H_0 : \lambda_i = 0$ , sendo  $i = r+1, \dots, n$ , ou seja, somente os primeiros r autovalores ( $\lambda$ ) são diferentes de zero, e essa restrição pode ser imposta para diferentes valores de r. O passo seguinte consiste na comparação do valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo com restrição com o logaritmo da função de verossimilhança do modelo sem restrição. Esse teste é denominado de estatística traço, e é representado como:

$$\lambda_{trace} = -2 \log(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

$$r=0,1,2,\dots,n-2,n-1$$

onde, Q = (função de verossimilhança restrita maximizada ÷ função de verossimilhança sem restrição maximizada). Os valores críticos dessa estatística encontram-se em Johansen e Juselius (1990), enquanto os valores tabelados para modelos contendo intercepto podem ser obtidos em Osterwald-Lenum (1992).

O segundo teste de significância é a estatística  $\lambda_{MAX}$ , ou de máximo autovalor, cuja especificação é:

$$\lambda_{MAX} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (5)$$

$$r=0,1,2,\dots,n-2,n-1$$

onde,  $\hat{\lambda}_i$  são os valores estimados dos autovalores. Nesse caso, a hipótese nula é de que existem r vetores de co-integração, enquanto a hipótese alternativa é de que existem r + 1 vetores de co-integração. Se os valores calculados de  $\lambda_{MAX}$  forem maiores que os respectivos valores tabelados, implica dizer que a hipótese nula de não co-integração é rejeitada. Para se determinar o número de vetores de co-integração, esse teste deve ser realizado até o momento em que a hipótese nula passa a ser aceita (MARGARIDO; BARROS, 2000).

## 5.4 Modelo de vetores auto-regressivos (VAR)

Modelos VAR têm sido considerados úteis para analisar relações entre variáveis, e impactos dinâmicos provocados por perturbações aleatórias no sistema que as compõe, e surgiram como alternativa aos modelos de equações múltiplas, ou simultâneas por Sims (1980). As auto-regressões vetoriais supõem que todas as variáveis utilizadas são endógenas, e a estrutura de relacionamento, mesmo que por interferência possa ser modificada, considera *a priori* que os o presente e o passado de uma das variáveis computadas tenha influência no comportamento presente e passado das demais. Margarido, Turolla e Fernandes (2001), citando Harris (1995), detalham:

[...] partindo-se de “um vetor  $z_t$  com  $n$  variáveis endógenas potenciais, é possível especificar o seguinte processo gerador e modelar  $z_t$  como um vetor auto-regressivo (VAR) sem restrição envolvendo  $k$  defasagens de  $z_t$ ” (HARRIS, 1995 apud MARGARIDO; TUROLLA; FERNANDES, 2001, p. 16).

O modelo VAR<sup>8</sup> pode ser representado como:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (6)$$

sendo que,  $u_t \sim IN(0, \Sigma)$ ,  $z_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) e cada elemento  $A_i$  é uma matriz de parâmetros de ordem ( $n \times n$ ) e  $D_t$  representa termos determinísticos, tais como, constante, tendência linear, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção, ou qualquer outro tipo de regressor que são considerados fixos e não estocásticos. No caso da metodologia de Johansen também torna-se necessário determinar a(s) ordem(ns) da(s) defasagem(ns) de  $z_t$ , pois esse procedimento têm como base a hipótese de que ao se introduzir um número suficiente de defasagens é possível se obter uma estrutura de resíduos bem comportados, isto é, estacionários. Para a tomada de decisão em relação ao número de defasagens que devem ser aplicadas para se obter uma estrutura de ruído branco (*white noise*), utiliza-se os critérios AIC (*AKAIKE Information Criterion*) ou então o SBC (*SCHWARZ Bayesian Criterion*).

A equação (4) pode ser modificada em termos de um modelo de vetor de correção de erro (VECM) cujo formato é o seguinte:

$$\nabla z_t = \Gamma_1 \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \nabla z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (7)$$

<sup>8</sup> Este “tipo de modelo VAR foi defendido principalmente por SIMS (1980) como uma forma de estimar relacionamentos dinâmicos entre variáveis endógenas conjuntas sem a necessidade de impor *a priori* fortes restrições (tais como relacionamentos estruturais particulares e/ou a exogeneidade de algumas das variáveis)” (HARRIS, 1995, p.77).

onde,  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, \dots, k - 1$ ), e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . Segundo HARRIS (1995), a principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro está relacionado ao fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo via ajustes nas variações em  $z_t$ , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros  $\Gamma_i$  e  $\Pi$ . Visto com maior nível de detalhes, o termo  $\Pi$  é representado como:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (8)$$

sendo que,  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto que,  $\beta$  é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo, onde o termo  $\beta' z_{t-k}$  o qual está embutido na equação (6), representa as  $n-1$  relações de co-integração no modelo multivariado, assegurando dessa forma que,  $z_t$  converge para uma solução de equilíbrio no longo prazo (MARGARIDO; TUROLLA; FERNANDES, 2001).

## 5.5 Medidas de avaliação do ajustamento dos modelos

Para efeito da comparação entre os modelos ajustados, bem como do julgamento da eficácia de seu ajustamento, três medidas serão utilizadas: o erro quadrático médio (EQM), o coeficiente de regressão ( $R^2$ ) e o coeficiente de desigualdade U1 de Theil (1966). Em ambos os casos, o propósito é o de avaliar o quanto as estimativas pontuais geradas a partir dos modelos se aproximam dos valores observados nas séries. Quanto menor for o desvio obtido entre os dados realizados e os previstos para todos os pontos estimados, os valores do EQM e de U1 tenderão a zero, e o do  $R^2$  se aproximará de um. Para os pontos de reversão da tendência, apenas U1 será utilizado. Os coeficientes obtidos para as medidas citadas permitirá o julgamento comparado dos dois modelos, bem como a assunção com segurança que as previsões do melhor modelo serão confiáveis.

O cálculo do EQM segue o formato:

$$EQM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (p_i - a_i)^2 \quad (9)$$

onde:  $n$  é o número de observações,  $p_i$  são as estimativas e  $a_i$  os valores observados.

O coeficiente de regressão ( $R^2$ ) é comumente utilizado como estatística da qualidade do ajustamento, e para comparar a validade de modelos com especificações alternativas para a mesma variável-objetivo. Em síntese, mede a proporção da variação da variável-objetivo explicada pela regressão. Sua forma de cálculo é:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum \hat{\varepsilon}_i^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (10)$$

onde:  $\sum \hat{\varepsilon}_i^2$  é a soma de quadrados dos erros gerados pela estimação,  $Y_i$  são as observações da variável-objetivo,  $\bar{Y}$  é a média das informações da variável-objetivo e  $\sum (Y_i - \bar{Y})^2$  a soma de quadrados totais da regressão.

Já o coeficiente de Theil (1966), que tem como parâmetros os mesmos elementos utilizados no EQM, é obtido a partir da seguinte proposição:

$$U^2 = \frac{\sum (p_i - a_i)^2}{\sum a_i^2} \quad (11)$$

A diferença entre ambas as medidas reside no fato que a segunda pode ser decomposta em três tipos de desvio, denominados: viés das médias, viés das variâncias e erro de correlação imperfeita, que não serão utilizadas neste trabalho. Para maiores detalhes da decomposição, ver MEDEIROS JUNIOR (2001).

## 6 RESULTADOS E ANÁLISES

As variáveis consideradas no estudo foram transformadas em logaritmos, e para efeito de exposição dos resultados dos testes e modelos elencados na proposta do trabalho, foram denominadas: LEMPREGO, para o logaritmo do nível de emprego, LCOMERC para o logaritmo do volume de vendas, e LINDUSTR para o logaritmo da produção física da indústria de transformação. Implementados os testes de raiz unitária para cada uma das séries (Tabela 1), LCOMERC e LINDUSTR demonstraram ser estacionárias na diferença, tendo, portanto, a mesma ordem de integração: I(1), com a ressalva de que: a) por apresentar sazonalidade, foi feito primeiramente o teste de raiz unitária sazonal para o logaritmo do volume de vendas (LCOMERC) antes de proceder ao teste ADF; b) para LINDUSTR, uma vez que o uso do critério de informação indicou apenas a presença de um parâmetro de médias móveis (0,1), na determinação do número de defasagens necessárias para a realização do teste de raiz unitária, utilizou-

se o método *data-dependent*<sup>9</sup>, conforme implementado originalmente por Perron (1994).

Já para LEMPREGO na diferença, os testes indicaram que para o modelo sem constante e sem tendência ( $\tau$ ), o resultado, apesar de próximo ao valor crítico tabelado por Mackinon (1991)<sup>10</sup> a 10%, não o satisfaz. Tendo em vista que a literatura menciona que os testes apresentam baixo poder (pois partem da premissa de que as séries temporais possuem somente uma raiz unitária), por vezes os resultados são viesados, e nesse caso preferimos confrontá-los com os resultados oriundos do teste alternativo. Dessa forma, procedeu-se ao teste Dickey-Pantula (DP) para confirmar (ou rejeitar) os resultados obtidos pelo teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

**Tabela 1** - Defasagens e valor mínimo do critério de informação de Schwarz, estatísticas dos testes de raiz unitária e ordem de integração das séries

Séries	Defasagens e valor do critério de Informação bayesiano (BIC)	Estatísticas			Ordem de integração
		$\tau_{\tau}$ (1)	$\tau_{\mu}$ (2)	$\tau$ (3)	
<b>LEMPREGO</b>					
Em nível	(3,3) = -11,4969	-1,49	1,89	4,65	I (0)
Diferenciada	(5,5) = -11,8047	(5) -3,85	(5) -3,28	-1,37	I (1)
<b>LCOMERC</b>					
Em nível (6)	-	-	-7,25	-11,45	I (0)
Diferenciada	(5,2) = -6,6569	(4) -4,70	(4) -4,71	(4) -4,69	I (1)
<b>LINDUSTR (7)</b>					
Em nível	(2,0) = -5,4323	-4,04	-3,32	-0,38	I (0)
Diferenciada	(0,1) = -5,4299	(4) -5,35	(4) -5,22	(4) -5,01	I (1)

Fonte: Dados do estudo.

- (1) Modelo com constante e com tendência.
- (2) Modelo com constante e sem tendência.
- (3) Modelo sem constante e sem tendência.
- (4) Significativo ao nível de 1%.
- (5) Significativo ao nível de 5%.
- (6) Teste Dickey-Fuller sazonal.
- (7) O teste para a variável diferenciada foi realizado no lag 11.

<sup>9</sup> Basicamente, este método parte de um “procedimento recursivo geral para um específico, o qual baseia-se no valor da estatística  $t$  em relação ao coeficiente associado à última defasagem na auto-regressão estimada. Mais especificamente, este procedimento seleciona o valor de  $k$ , chamado de  $k^*$ , tal que o coeficiente da última defasagem de ordem  $k^*$  na auto-regressão é significativo e o coeficiente da última defasagem de ordem maior do que  $k^*$  não é significativo, de tal maneira a proporcionar que a escolha da ordem máxima da defasagem ( $k_{max}$ ) seja feita *à priori*” (PERRON, 1994, p. 138).

<sup>10</sup> Os valores são: -2,5827, -1,9426 e -1,6171, respectivamente a 1%, 5% e 10%.

Implementado o teste para a variável LEMPREGO, tendo como referência apenas o modelo relacionado à estatística  $\tau$ , observou-se que: 1) na primeira regressão, a hipótese de duas raízes unitárias foi rejeitada, haja vista que o coeficiente  $\beta_1 = -5,52$  é superior em módulo ao valor tabelado a 1% (-2,5827), e significativo; 2) na segunda regressão, o coeficiente estimado  $\beta_1 = -8,83$  para a diferença de LEMPREGO defasada de um período foi negativo, superior ao valor tabelado e significativo, o que implica na presença de uma raiz unitária, e; 3) o coeficiente estimado  $\beta_2 = 6,16$  para LEMPREGO defasada de um período não satisfaz à condição  $\beta_1 < 0$  e  $\beta_2 < 0$  para que se considerasse a variável estacionária (MARGARIDO; MEDEIROS JUNIOR, 2006), o que o teste ADF já havia indicado. Assim, LEMPREGO é “diferença estacionária” e  $I(1)$ , a exemplo de LCOMERC e LINDUSTR.

O modelo ARIMA sazonal (SARIMA (1, 1, 3)(1, 1, 0)<sub>12</sub>) gerado para a diferença do logaritmo do nível de emprego carioca, após o cumprimento das fases de identificação, estimação e verificação dos erros de proposições alternativas, tem sua estrutura definida como:  $(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi^{12} B)(1 - B) LEMPREGO_t = (1 - \theta_2 B - \theta_3 B) a_t$ . Tal qual exposto, apresentou quatro parâmetros relacionados ao ruído: dois auto-regressivos, sendo um não-sazonal de ordem 1 e outro sazonal de ordem 12 ( $\phi_1$  e  $\Phi^{12}$ ), e dois outros não-sazonais de médias móveis de ordem 2 e 3 ( $\theta_2$  e  $\theta_3$ ), todos significativos a 5% (Tabela 2).

**Tabela 2** - Estimativa dos parâmetros do modelo ARIMA do logaritmo do nível de emprego carioca - JAN 2000-JAN 2010

Série de entrada	Parâmetro	Estimativa	Teste $t$
Ruído	$\phi_1$	0,23229 (0,09149) (1)	2,54
	$\Phi^{12}$	0,74405 (0,06051) (1)	12,30
	$\theta_2$	-0,18502 (0,08998) (1)	-2,06
	$\theta_3$	-0,19008 (0,08785) (1)	-2,16

Fonte: Dados do estudo.

(1) Erro padrão da estimativa.

Os parâmetros estimados indicam que o comportamento do nível de emprego carioca no mês corrente está correlacionado ao ocorrido no mês anterior ( $t-1$ ) e no mesmo mês do ano anterior ( $t-12$ ), bem como se ajusta a seus erros médios de dois e três meses passados. As estatísticas relativas à qualidade do ajustamento e as projeções decorrentes serão expostas adiante neste trabalho.

A partir da absorção das demais variáveis (LCOMERC e LINDUSTR), procedeu-se à verificação da existência de longo prazo entre os fenômenos através do teste de co-integração de Johansen. Os resultados expostos nos Quadros 1 e 2, relacionados às estatísticas  $\lambda_{traço}$  e  $\lambda_{max}$  indicaram que há relacionamento entre os fenômenos, com dois vetores de co-integração.

<b>Quadro 1</b> - Teste de co-integração de Johansen para a Estatística $\lambda_{traço}$ entre as variáveis LEMPREGO, LCOMERC e LINDUSTR - JAN 2000-JAN 2010						
H_0: Rank=r	H_1: Rank>r	Autovalor	Traço	Valor crítico	Mudança no ECM	Mudança no processo
0	0	0,4973	121,7612	24,08	NOINT	Constante
1	1	0,2685	39,9224	12,21		
2	2	0,0226	2,7239	4,14		

<b>Quadro 2</b> - Teste de co-integração de Johansen para a Estatística $\lambda_{max}$ entre as variáveis LEMPREGO, LCOMERC e LINDUSTR - JAN 2000-JAN 2010						
H_0: Rank=r	H_1: Rank+r	Autovalor	Máximo	Valor crítico	Mudança no ECM	Mudança no processo
0	0	0,4973	81,8388	17,89	-	-
1	1	0,2685	37,1985	11,44		
2	2	0,0226	2,7239	3,84		

O passo seguinte consistiu na observação se o modelo gerado pela combinação linear das variáveis utilizadas era um VAR ou VEC. O resultado encontrado foi um modelo VAR de segunda ordem (VAR(2)), com todas as variáveis endógenas, composto por dois termos defasados de cada uma, e tendo por variável dependente a diferença do logaritmo do nível de emprego carioca ( $\Delta$ LEMPREGO). O modelo tem a seguinte especificação:

$$\Delta LEMPREGO_t = \begin{pmatrix} 0,00225 \\ -0,07111 \\ -0,00718 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,05969 & -0,00767 & 0,01253 \\ 25,98157 & -0,55092 & 0,07430 \\ 5,31732 & -0,09589 & -0,43624 \end{pmatrix} \Delta LEMPREGO_{t-1} \\ + \begin{pmatrix} 0,18741 & -0,00218 & 0,00437 \\ 1,85602 & -0,27705 & 0,37394 \\ -3,02601 & -0,20694 & -0,10886 \end{pmatrix} \Delta LEMPREGO_{t-2} + \varepsilon_t$$

As estimativas dos parâmetros do modelo VAR(2) especificado acima encontram-se na Tabela 3. Como se pode observar, alguns dos coeficientes estimados não são estatisticamente significativos, provavelmente devido à existência de multicolinearidade, mas coletivamente cumprem o objetivo de representar o comportamento da variável-objeto.

**Tabela 3** - Estimativa dos parâmetros do modelo VAR do logaritmo do nível de emprego carioca - JAN 2000-JAN 2010

Equação	Parâmetro	Estimativa	Erro padrão	Teste t
lemprego	constante 1	0.00225	0.00045	5.05
	lemprego (t-1)	0.05969	0.10356	0.58
	lcomerc (t-1)	-0.00767	0.00248	-3.10
	lindustr (t-1)	0.01253	0.00396	3.17
	lemprego (t-2)	0.18741	0.12204	1.54
	lcomerc (t-2)	-0.00218	0.00208	-1.05
	lindustr (t-2)	0.00437	0.00411	1.06
lcomerc	constante 2	-0.07111	0.01805	-3.94
	lemprego (t-1)	25.98157	4.19376	6.20
	lcomerc (t-1)	-0.55092	0.10025	-5.50
	lindustr (t-1)	0.07430	0.16033	0.46
	lemprego (t-2)	1.85602	4.94237	0.38
	lcomerc (t-2)	-0.27705	0.08441	-3.28
	lindustr (t-2)	0.37394	0.16650	2.25
lindustr	constante 3	-0.00718	0.00940	-0.76
	lemprego (t-1)	5.31732	2.18423	2.43
	lcomerc (t-1)	-0.09589	0.05221	-1.84
	lindustr (t-1)	-0.43624	0.08350	-5.22
	lemprego (t-2)	-3.02601	2.57412	-1.18
	lcomerc (t-2)	-0.20694	0.04396	-4.71
	lindustr (t-2)	-0.10886	0.08672	-1.26

Fonte: Dados do estudo.

Por fim, os resultados das medidas de avaliação do ajustamento dos modelos estão expostos no Quadro 3. Os critérios de julgamento são: quanto mais próximo de

zero forem o ECM e  $U^2$ , melhor, e quanto mais próximo de um estiver o  $R^2$ , mais desejável. Pode-se observar que o modelo SARIMA é superior ao VAR(2) para todas as medidas, por ter o menor erro quadrático médio entre as estimativas e os valores observados, explicar 99,95% da variância do logaritmo do nível de emprego carioca, apresentar diminuta desigualdade entre os valores estimados e observados, e indicar maior capacidade de captar as alterações na tendência da série.

<b>Quadro 3</b> - Medidas de avaliação dos modelos para o logaritmo do nível de emprego carioca - JAN 2000-JAN 2010		
Medidas	Modelo SARIMA (1, 1, 3)(1, 1, 0) <sub>12</sub>	Modelo VAR(2)
Erro quadrático médio (ECM)	5,632 E-6	7,393 E-6
Coeficiente de regressão ( $R^2$ )	0,9995	0,9993
Coeficiente de Theil ( $U^2$ )		
série histórica	0,0002	0,0003
pontos de reversão	0,3249	0,3734

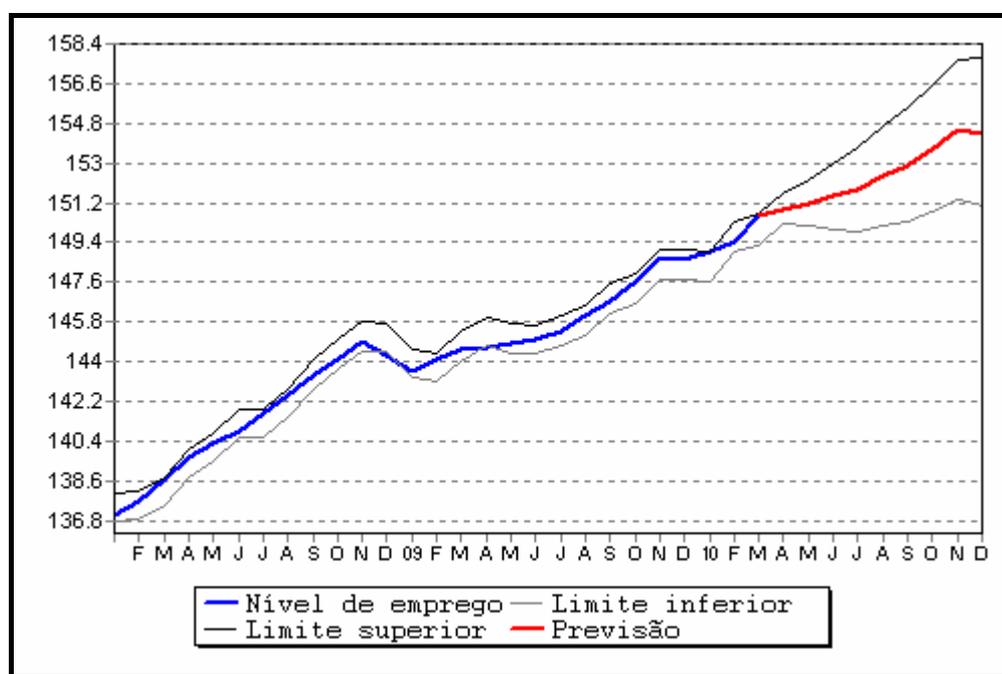
Apesar de o modelo SARIMA demonstrar melhor performance com os dados do estudo, não há como desconsiderar os resultados apresentados pelo VAR (muito próximos aos do SARIMA), até porque há nele outros fenômenos, que podem captar melhor possíveis alterações nas próximas realizações de cada uma das variáveis envolvidas.

Na cidade do Rio de Janeiro, em virtude de suas especificidades, a recuperação por que passa a economia brasileira poderá se manifestar via consumo, em virtude da recuperação e crescimento da renda, e a série das vendas (LCOMERC) poderá antever com maior capacidade os resultados futuros da demanda de trabalho. Já o modelo SARIMA da série do nível de emprego poderá captar com retardo estes efeitos, subestimando as previsões à frente.

Como as atualizações dos modelos serão constantes (inclusive com a inclusão de outros fenômenos no VAR), e suas revisões e aprimoramentos poderão ser feitos com regularidade (mensalmente, se desejado), a probabilidade que as estimativas por eles geradas percam qualidade em sinalizar o comportamento do emprego formal carioca é pequena. Em esforços posteriores, as atualizações e seus efeitos serão reportados e as medidas de avaliação relatadas.

## 6.1 Previsões do modelo para o emprego formal em 2010

As estimativas geradas para 2010 com base no modelo escolhido, que havia trabalhado com informações até janeiro, face à inexistência de dados para os meses posteriores da PMC e PIM-PF, já incorporaram os resultados do CAGED/MTE até março, e estão expostas na Figura 1. Como se pode observar, desde que os efeitos da crise financeira se estabeleceram nos meses de dezembro de 2008 e janeiro de 2009, o nível de emprego formal carioca alternou um período de lenta recuperação até meados de 2009 (quando as perdas foram compensadas) com outro, posterior, quando seu ritmo de crescimento se acelerou.

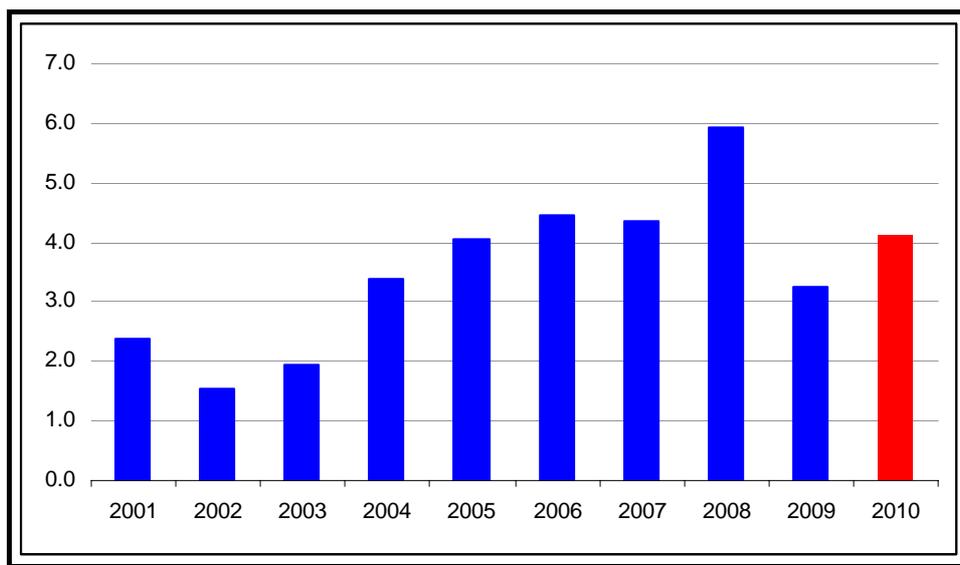


**Figura 1** – Nível de emprego formal observado, limites inferior e superior das estimativas do modelo SARIMA, e previsão para 2010

O efeito mais claro da recuperação recente do nível de emprego é que a evolução da série observada se aproxima do limite superior do intervalo desde o último trimestre de 2009. Esta pode ser uma indicação que a previsão do desempenho até fins de 2010 seja conservadora, e que a trajetória para os próximos meses se assemelhe à evolução do limite superior, com o qual se confunde em março de 2010<sup>11</sup>.

<sup>11</sup> Cabe ressaltar, entretanto, que na medida em que avançam os meses, a qualidade da estimativa diminui, como demonstra o alargamento sistemático do intervalo. Este comportamento é similar em qualquer modelo de previsão.

Conservadora, ou não, a taxa de crescimento prevista para o ano em curso, com informações até março, alcançará 4,1%, assemelhando-se à de 2005 e demonstrando que a demanda de trabalho irá se recuperar e crescer acima dos 3,2% apurados em 2009 (Figura 2). Este desempenho poderá ser dificultado pela retomada do aumento da taxa de juros iniciada em abril, o que merecerá olhar para os efeitos que esta escalada pode causar para a variável-objetivo, em outro esforço, não previsto neste trabalho.



**Figura 2** – Variação percentual anual do nível de emprego carioca, e previsão para 2010

Em termos médios absolutos, o crescimento estimado para o ano em curso representará a abertura de aproximadamente 71 mil postos de trabalho, inferior apenas ao acréscimo de 2008, recorde dos anos 00, que mesmo com os impactos da crise no fim daquele ano, gerou na média 93.622 postos ante o ano anterior.

## 7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Produzir estimativas de emprego no setor público tem por objetivo auxiliar, em primeiro lugar, os gestores das pastas que tratam de temas sociais, na medida em que são úteis para o planejamento de políticas públicas. Os efeitos de um maior crescimento ou queda do nível de emprego irão gerar demandas por qualificação, intermediação ou assistência social dos grupos etários e/ou dos profissionais impactados, favorável ou desfavoravelmente pela evolução da atividade econômica. Na medida em que servem para sinalizar o porvir, permitem aos planejadores a

antecipação de ações, bem como a racionalização do uso dos recursos orçamentários em vista da eficiência do gasto.

Em segundo lugar, por ser o comportamento do emprego reflexo das expectativas empresariais, também são úteis como indicador antecedente do ciclo econômico e *proxy* do desempenho da economia local. Dessa forma, servem de insumo para a atividade fazendária, dando-lhe condições para estimar a arrecadação de impostos oriundos da atividade econômica, haja vista a realização das despesas orçadas.

Enfim, dado que se caracterizam como ferramenta imprescindível ao planejamento (público ou privado), previsões são insumo relevante em processos de planejamento integrado, quando realizadas em estruturas organizacionais que não renunciam à boa gestão das informações, e que contam com elos importantes, tais como propostos neste trabalho, os agentes de informação (individuais e/ou institucionais), que perpetuam ações de levantamento, organização, sistematização e disseminação dos dados colhidos. Espera-se que esforços dessa natureza se enraízem, multipliquem, criem e solidifiquem a cultura das ações transversais, implementadas no presente com olhar futuro, nas quais vários aspectos sejam ponderados para a gestão eficaz da máquina pública, em benefício do cidadão e de uma cidade melhor. Caso contrário, e na ausência do planejamento, parafraseando epígrafe famosa, “*uma cidade que não sabe para onde quer ir, pode ir para onde não quer*”.

## REFERÊNCIAS

AMATO, Pedro M.. Planejamento. **Cadernos de Administração Pública**, Rio de Janeiro, n. 33, 1966.

BALTAR, Paulo. E. A. **Salários e preços: esboço de uma abordagem teórica**. 1985. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1985.

BOX, George E. P.; JENKINS, Gwilym M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-day, 1976. 375p.

CARVALHO, Horácio M. **Introdução à teoria do planejamento**. 2. ed. São Paulo: Ed. Brasiliense, 1978.

CHAHAD, J. P. Z. A avaliação de políticas ativas no mercado de trabalho brasileiro: as lições da experiência internacional. In: CHAHAD, J. P. Z; PICHETTI, P. (Orgs.).



**Mercado de trabalho no Brasil:** padrões de comportamento e transformações institucionais. São Paulo: LTr, 2003.

CHAREMZA, Wojciech W.; DEADMAN, Derek F.. **New directions in econometric practice:** general to specific modelling, cointegration and vector autoregression. Great Britain: Edward Elgar, second edition, 1999. 344p.

CONTADOR, Claudio R. A previsão de ciclos econômicos com indicadores antecedentes. **Relatório Técnico**, Rio de Janeiro, COPPEAD/UFRJ, n. 50, mar. 1982, reimpresso como **Relatório COPPEAD**, n. 60.

CUNHA, M. S.; MARGARIDO, M. A. Avaliação dos impactos dos planos de estabilização pós-1986 sobre o índice geral de preços (IGP): uma aplicação da metodologia Box & Jenkins, **Agricultura São Paulo**, SP, 46(2): 1-18, 1999.

DICKEY, D.A.; PANTULA, S. Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, n. 5, p. 455-461, 1987.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C.W.J. **Long-run economic relationship:** readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991. 301p. (Advanced texts in econometrics).

GUJARATI, Damodar N. **Basic Econometrics**. New York: McGraw-Hill, 3rd ed. 1995.

HARRIS, Richard I. D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995. 176p.

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v.52, n.2, p.169-210, 1990.

MACKINNON, James G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, Robert F.; GRANGER, W. J. **Long-run economic relationships:** readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991, p. 267-276.

MARGARIDO, M. A.; BARROS, G. S. C.. Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil. **Agricultura São Paulo**, SP, 47(2), p. 53-81, 2000.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; FERNANDES, J. M.. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. **Pesquisa & Debate**, SP, v. 12, n. 2(20), p. 5-40, 2001.

MARGARIDO, M. A.; MEDEIROS JUNIOR, H.. Teste para mais de uma raiz unitária: uso do software SAS na elaboração de uma rotina para o teste Dickey-Pantula. **Pesquisa & Debate**, SP, v. 17, n. 1(29), p. 149-170, 2006.

MEDEIROS JUNIOR, H.. Abertura e emprego regional: o caso do Rio de Janeiro. In: 2º Encontro Regional da Associação Brasileira de Estudos do Trabalho-ABET, 1998, Paraíba. **Anais...**, 1998. 1 CD-ROM.

\_\_\_\_\_. Multicolinearidade em modelos econométricos: uma solução alternativa usando o SAS. In: IX Congresso Brasileiro de Usuários SAS, 2000, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Associação de Usuários SAS, 2000. 1 CD-ROM.

\_\_\_\_\_. **Indicador antecedente para a economia carioca**. 2001. 113 f. Dissertação (Mestrado em Economia Empresarial) – Universidade Candido Mendes, Rio de Janeiro, 2001.

\_\_\_\_\_. Divergências entre indicadores da indústria fluminense: uma aplicação com modelo VAR. In: XI Congresso Brasileiro de Usuários SAS GUSAS'02, 2002, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Associação de Usuários SAS, 2002. 1 CD-ROM.

\_\_\_\_\_. Modelos de previsão da atividade econômica carioca. In: XII Congresso Brasileiro de Usuários SAS GUSAS'03, 2003, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Associação de Usuários SAS, 2003. 1 CD-ROM.

\_\_\_\_\_. Diferenciais no crescimento e política econômica: a cidade do Rio de Janeiro ante os fatos. In: IX SEMANA IPPUR, 2003, Rio de Janeiro. **SEMANA IPPUR**, 9.. Rio de Janeiro: UFRJ/IPPUR, 2003. 1 CD-ROM.

\_\_\_\_\_. Plano estratégico da cidade do Rio de Janeiro: uma idéia, dois processos. In: X SEMANA IPPUR, 2004, Rio de Janeiro. **SEMANA IPPUR**, 10.. Rio de Janeiro: IPPUR/UFRJ, 2004. 1 CD-ROM.

\_\_\_\_\_. Mercado de trabalho sinaliza recuperação em 2003. In: NATAL, J. L. A. (Org.) **Conjuntura fluminense recente (1998-2004)**: memórias selecionadas. 1 ed. Rio de Janeiro: Papel Virtual, v. 1, p. 250-253, 2004.

\_\_\_\_\_. Onde ocorre a recuperação do mercado de trabalho: na capital ou no interior? In: NATAL, J. L. A. (Org.) **Conjuntura fluminense recente (1998-2004)**: memórias selecionadas. 1 ed. Rio de Janeiro: Papel Virtual, v. 1, p. 260-267, 2004.

\_\_\_\_\_. A capital voltará a ditar o ritmo do emprego em 2005? **Revista de Economia Fluminense**, Rio de Janeiro, n. 3, p. 32-35, maio 2005.

\_\_\_\_\_. **Planejamento, estratégia e convergência para uma nova prática**: um exame da experiência carioca desde os anos 1990. 2008. 202 f. Tese (Doutorado em Planejamento Urbano e Regional) – Instituto de Pesquisa e Planejamento Urbano e Regional, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

\_\_\_\_\_. Planejamento ausente, resignação presente: diferenciais negativos do desenvolvimento carioca entre 1991 e 2000. In: XIV SEMANA IPPUR, 2008, Rio de Janeiro. **SEMANA IPPUR**, 14.. Rio de Janeiro: UFRJ/IPPUR, 2008. 1 CD-ROM.

MEDEIROS JUNIOR, H.; NEGRETE, Ana C. A.. Comércio na cidade do Rio de Janeiro: estrutura e conjuntura recente. **Coleção Estudos Cariocas**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 20081001, 2008.

MEDEIROS JUNIOR, H.; MEDINA, Mérida H.. Indústria na cidade do Rio de Janeiro: estrutura e conjuntura recente. **Coleção Estudos Cariocas**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 20081203, 2008.

MEDEIROS JUNIOR, H.. Planejamento ausente, resignação presente: diferenciais negativos do desenvolvimento carioca entre 1991 e 2000. **Coleção Estudos Cariocas**, v. 9, n. 20091202, p. 1-26, 2009.

\_\_\_\_\_. O cenário econômico não beneficia os mercados de trabalho carioca e metropolitano fluminense. In: NATAL, Jorge L. A.. (Org.). **Conjuntura fluminense recente 2**: memórias selecionadas 2004-2008. 1 ed. Rio de Janeiro: J. Natal, v. 1, p. 240-245, 2009.

\_\_\_\_\_. Os mercados de trabalho carioca e metropolitano fluminenses estão em situação de incerteza. In: NATAL, Jorge L. A.. (Org.). **Conjuntura fluminense recente 2**: memórias selecionadas 2004-2008. 1 ed. Rio de Janeiro: J. Natal, v. 1, p. 231-236, 2009.

\_\_\_\_\_. A produtividade fabril fluminense cresce sem benefícios à ocupação industrial. In: NATAL, Jorge L. A.. (Org.). **Conjuntura fluminense recente 2: memórias selecionadas 2004-2008**. 1 ed. Rio de Janeiro: J. Natal, v. 1, p. 222-225, 2009.

\_\_\_\_\_. A política monetária compromete o equilíbrio instável do mercado de trabalho fluminense. In: NATAL, Jorge L. A.. (Org.). **Conjuntura fluminense recente 2: memórias selecionadas 2004-2008**. 1 ed. Rio de Janeiro: J. Natal, v. 1, p. 207-213, 2009.

\_\_\_\_\_. A rotatividade do posto de trabalho e o diferencial de salários inibem a melhoria dos rendimentos. In: NATAL, Jorge L. A.. (Org.). **Conjuntura fluminense recente 2: memórias selecionadas 2004-2008**. 1 ed. Rio de Janeiro: J. Natal, v. 1, p. 195-201, 2009.

\_\_\_\_\_. A capital voltará a ditar o ritmo do emprego em 2005?. In: NATAL, Jorge L. A.. (Org.). **Conjuntura fluminense recente 2: memórias selecionadas 2004-2008**. 1 ed. Rio de Janeiro: J. Natal, v. 1, p. 188-194, 2009.

\_\_\_\_\_. O crédito e a renda sustentarão o emprego fluminense?. In: NATAL, Jorge L. A.. (Org.). **Conjuntura fluminense recente 2: memórias selecionadas 2004-2008**. 1 ed. Rio de Janeiro: J. Natal, v. 1, p. 181-187, 2009.

\_\_\_\_\_. Até quando vão as boas notícias do mercado de trabalho fluminense em 2004?. In: NATAL, Jorge L. A.. (Org.). **Conjuntura fluminense recente 2: memórias selecionadas 2004-2008**. 1 ed. Rio de Janeiro: J. Natal, v. 1, p. 167-180, 2009.

\_\_\_\_\_. O papel das cidades e a realidade municipal fluminense: métricas e indicadores para planejamento. In: XV SEMANA IPPUR: Espaço e vida pública, território, imaginário, poder, 2009, Rio de Janeiro. **SEMANA IPPUR**, 15. Rio de Janeiro: UFRJ/IPPUR, 2009. 1 CD-ROM.

MEDEIROS JUNIOR, H.; MEDINA, Mérida H.; GRAND JUNIOR, J.. **Nível de emprego carioca apresenta sinais de recuperação em abril de 2009**. Rio de Janeiro: Instituto Municipal de Urbanismo Pereira Passos, Notas conjunturais IPP, n. 1, maio 2009.

\_\_\_\_\_. **No 1º quadrimestre de 2009, sinais de estabilidade na produção industrial carioca**. Rio de Janeiro: Instituto Municipal de Urbanismo Pereira Passos, Notas conjunturais IPP, n. 2, jun. 2009.

\_\_\_\_\_. **Atividade econômica carioca segue a tendência nacional e se reduz no primeiro semestre de 2009**. Rio de Janeiro: Instituto Municipal de Urbanismo Pereira Passos, Notas Conjunturais IPP, n. 3, ago. 2009.

\_\_\_\_\_. **Admissões líquidas batem recorde em agosto de 2009, mas o nível de emprego ainda está abaixo da tendência de longo prazo**. Rio de Janeiro: Instituto Municipal de Urbanismo Pereira Passos, Notas conjunturais IPP, n. 4, set. 2009.

\_\_\_\_\_. **2009 testemunhou redução da atividade econômica carioca, mas com prenúncio de recuperação**. Rio de Janeiro: Instituto Municipal de Urbanismo Pereira Passos, Notas Conjunturais IPP, n. 5, fev. 2010.

OSTERWALD-LENUM, Michael. A note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, **Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v.54, n. 3, p.461-72. 1992.

PATTERSON, Kerry. **An Introduction to Applied Econometrics: a time series approach**. Great Britain: St martin's Press, 2000. 795p.



PERRON, Pierre. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, nov. 1989.

\_\_\_\_\_. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In RAO, B. Bhaskara. **Cointegration for the applied economist**. New York: ST. Martin's Press, p.113-146, 1994.

POCHMANN, M. Rumos da política de trabalho no Brasil. In: SILVA, M. O. S.; IAZBECK, M. C. (Orgs.). **Políticas públicas de trabalho e renda no Brasil contemporâneo**. 2 ed. São Paulo: Cortez; São Luís: FAPEMA, 2008.

RAO, B. Bhaskara. Editor's Introduction. In: RAO, B. Bhaskara. **Cointegration for the applied economist**. New York, ST. Martin's Press. 1994.

SANTOS, M. **O espaço dividido**: os dois circuitos da economia urbana dos países subdesenvolvidos. 2 ed. 1. reimpr. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 2008. 440p.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. **Econometria**, v.48, p.1-48, jan./1980.

THEIL, H. **Applied economic forecasting**. Amsterdam: North-Holland, 1966. 474 p.

TOLOSA, Hamilton C. Reestruturação produtiva do Rio e São Paulo e viabilidade da cidade mundial brasileira. Rio de Janeiro: Universidade Cândido Mendes, Mestrado em Economia Empresarial, **Texto para Discussão**, n. 14, 1999.

VASCONCELLOS, M. A. S.; GARCIA, M. E. **Fundamentos de economia**. 2 ed. São Paulo: Saraiva, 2004. 246p.