

---

NOTA TÉCNICA SUPOF/SEFAZ-RJ 014/2014

DATA: 30/08/2014

**ASSUNTO:** Metodologias e premissas das receitas para o período 2015-2017

**I. Objetivo:** Evidenciar metodologias e premissas adotadas nas estimativas das receitas da UO 9999 – Tesouro do Estado do Rio de Janeiro (ERJ), referentes aos exercícios de 2015, 2016 e 2017.

**II. Referencial legal:** O Decreto nº 44.801, de 23 de maio de 2014, dispõe acerca da elaboração da Proposta Orçamentária para 2015. Em seu Artigo 6º, o documento determinou a realização, por parte da Secretaria de Estado Fazenda, do detalhamento das projeções de receitas de origem tributária, de transferências, de operações de crédito, de royalties e das demais receitas do Tesouro para o referido período no sistema SIPLAG. No Artigo 8º, o decreto determina que os órgãos que possuam recursos próprios, bem como os que recebam recursos por meio de operações de crédito diretas e/ou convênios, sejam responsáveis pelas respectivas projeções de receita para o referido período.

**III. Metodologia empregada:** Com base nas informações obtidas por diversos órgãos foram projetadas as receitas considerando as diferentes peculiaridades inerentes aos diversos tipos de receita. Os modelos de projeção foram adequados de acordo com cada caso, levando em consideração a capacidade de previsão e os ajustes às séries de atividade econômica do ERJ. Como resultados existirão distintos graus de detalhamento das memórias de cálculo.

De forma geral, três especificações basais foram empregadas para aferir as diversas rubricas de receita para o período 2015-2017, a saber:

- extrapolação de tendências para valores ajustados serviram como base para aplicação dos indicadores e indexadores econômicos; e somados a efeitos sazonais e choques econômicos;
- tratamentos diferenciados foram aplicados às peculiaridades de cada receita;
- regressões de acordo com as relações econômicas centrais que regem o comportamento das receitas.

### Subsecretaria de Política Fiscal

Assim sendo, as predições de item de receita foram sujeitas à aplicação de regressões com parâmetros macroeconômicos, como índice de preços e/ou nível de atividade econômica, e premissas particulares de cada rubrica.

As taxas adotadas para o crescimento real do PIB, entre 2015 e 2017, foram respectivamente de 1,5%; 2,5% e 3,0% conforme previsão da mediana da pesquisa FOCUS do Banco Central de 27 de junho de 2014<sup>1</sup>. Para a projeção das receitas a preços correntes do triênio, os índices de variação de preços medidos pelo IPCA entre 2015 e 2017 foram de 6,0%; 5,5% e 5,5% de acordo com a mesma fonte.

A seguir, são apresentadas, sucintamente, as memórias de cálculo dos valores de cada uma das categorias econômicas de receita do Tesouro do Estado (UO 9999), consolidado por esta Secretaria de Estado de Fazenda, a partir das informações enviadas pelos diversos órgãos.

Os tributos são estimados pela Secretaria de Fazenda do Estado do Rio de Janeiro por meio de modelos estatísticos construídos por meio das técnicas de econometria de séries temporais<sup>2</sup>.

Uma série temporal é qualquer conjunto de observações de dados numéricos sequencialmente ordenados no tempo. Alguns dos principais objetivos da análise de séries temporais são identificar e isolar os fatores de influência da série, estabelecer se os dados apresentam algum padrão não-aleatório, indagar o mecanismo gerador da série temporal, fazer previsões de valores futuros da série, localizar os padrões não-aleatórios ou averiguar a ausência desses padrões, descrever apenas o comportamento da série, pesquisar intermitências relevantes nos dados. Nesses casos, os padrões não-aleatórios são considerados como um indício de que determinado sistema ou processo está fora de controle.

De acordo com Morettin e Tolói (2006)<sup>3</sup>, dois enfoques são utilizados na análise de séries temporais. No primeiro, o estudo é feito no domínio do tempo e os modelos

---

<sup>1</sup> Em virtude da repentina mudança na conjuntura econômica do país, os parâmetros macroeconômicos especificados anteriormente foram atualizados nos modelos econométricos com as informações mais recentes do Boletim Focus.

<sup>2</sup> A Secretaria de Fazenda utiliza-se de alguns modelos usualmente aplicados por pesquisadores e disponíveis na literatura, são eles: Modelos Estruturais, VAR (vetor autorregressivo), VECM (modelo de correção de erro), TAR (modelos com mudança de regime) e SARIMA (modelos autorregressivos integrados com médias móveis e componentes sazonais).

<sup>3</sup> MORETTIN, P. A.; TOLÓI, C. M. C. *Análise de séries temporais*. 2. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 2006. 538 p.

**Subsecretaria de Política Fiscal**

propostos são paramétricos (parâmetros finitos); já no segundo, a análise é realizada no domínio de frequências e os modelos são os não-paramétricos.

O pressuposto fundamental da análise de séries temporais é de que, aproximadamente da mesma maneira, os fatores que influenciaram padrões da atividade no passado e no presente permanecerão a fazê-lo, no futuro (BERENSON; STEPHAN; LEVINE, 2005)<sup>4</sup>.

Kazmier (1982)<sup>5</sup> expõe que a análise de série temporal é o meio pelo qual são identificados e separados os fatores ligados com o tempo que agem sobre os valores observados na série. Uma vez identificados, podem ser empregados para ajudar na interpretação e na projeção de valores da série temporal.

Segundo Morettin e Tolói (2006) as séries temporais podem ser decompostas em quatro componentes básicos: tendência, variações cíclicas, variações sazonais e variações irregulares. Ainda de acordo com os mesmos autores, em várias situações uma série temporal pode demonstrar comportamentos que não se encaixam na suposição de um processo linear. Alguns deles podem ser, por exemplo, mudanças repentinas, variância condicional evoluindo no tempo (volatilidade) e irreversibilidade no tempo.

É importante que o pesquisador, ao trabalhar com séries temporais, atente para uma questão fundamental: a estacionariedade da série. Do ponto de vista qualitativo, uma série estacionária é aquela que está em EQUILÍBRIO ESTATÍSTICO, no sentido que contém NENHUMA TENDÊNCIA, enquanto que uma série não-estacionária é aquela cujas propriedades mudam com o tempo.

Na prática, as séries são usualmente de três tipos: aquelas que exibem propriedades de estacionariedade em longo período; aquelas que possuem uma razoável estacionariedade em períodos curtos; e séries que são obviamente não estacionárias, no sentido que suas propriedades estão continuamente mudando com o tempo.

Neste sentido, a estacionariedade implica que a média e a função de autocorrelação de uma série de dados não muda com o tempo. Diferentes pedaços de uma série de dados estacionária (por exemplo, os dados observados hoje e no futuro) podem ser considerados como tendo uma mesma média e mesma variância. Além disso,

---

<sup>4</sup> BERENSON, M. L.; STEPHAN, D.; LEVINE, D. *Estatística: teoria e aplicações usando microsoft excel em português*. 3ed. Rio de Janeiro: LTC - Livros Técnicos e Científicos, 2005. 840 p.

<sup>5</sup> KAZMIER, L. J. *Estatística aplicada à economia e administração*. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil, 1982. 386 p.

**Subsecretaria de Política Fiscal**

uma correlação entre variáveis em uma série estacionária é determinada apenas pela sua separação no tempo (ou seja, pela defasagem entre um período de tempo e outro) e não pela sua absoluta posição no tempo.

A maior parte dos métodos que trata com não-estacionaridade de séries temporais está baseada em técnicas para remover ou filtrar a parte não-estacionária, deixando apenas a parte que pode ser tratada como estacionária.

Quando a série é estacionária, os resultados da estatística tradicional são válidos. No entanto, quando a série apresenta raiz unitária (indicador de não estacionariedade<sup>6</sup>) há estimadores viesados, comprometendo, conseqüentemente, a validade dos resultados. Por isso, é importante a aplicação dos testes de raiz unitária na análise estatística de séries econômicas.

Em todas as estimativas realizadas pela SEFAZ, as séries foram tratadas de forma a se tornarem estacionárias.

Para tornar uma série estacionária, costuma-se utilizar o método das diferenças. Isto é, gera-se uma nova série de dados formada pela diferença dos dados da série original. Em alguns casos, é necessário gerar uma terceira (ou quarta ou quantas forem necessárias) série a partir de uma nova diferença.

O número de diferenças necessárias para que uma série se torne estacionária é conhecido como ordem de integração da série. Se uma série deve ser diferenciada  $d$  vezes antes de tornar-se estacionária, então ela contém  $d$  raízes unitárias e é dita ser integrada de ordem  $d$ . Os testes de raízes unitárias são capazes de detectar se a série foi suficientemente diferenciada para se tornar estacionária.

A incorreta identificação de ordem de integração (ou número de raízes unitárias) pode conduzir ao que ficou denominado de regressão espúria, ou seja, apesar dos testes estatísticos do modelo de regressão apresentarem-se significativos, os seus resultados não têm significado econômico. (HARRIS, 1995)<sup>7</sup>.

---

<sup>6</sup> Variáveis cujas médias e variâncias mudam ao longo do tempo são conhecidas como não estacionárias ou variáveis com raiz unitária. Além disso, a literatura que estuda a raiz unitária mostra que a estimação pelos métodos clássicos, tal como o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), para estimar relacionamentos entre variáveis que contenham raiz unitária, leva a resultados incorretos, conceito que justamente ilustra o problema de regressão espúria.

<sup>7</sup> HARRIS, R.I.D. Using cointegration analysis in econometric modelling. London, 1995, 176p.

### III.1 – UMA DISCUSSÃO ACERCA DA ESTACIONARIEDADE

Como vimos, a aplicação de econometria de séries temporais implica a utilização de séries estacionárias. Entretanto, se a variável explicativa e a variável dependente são ambas não estacionárias de mesma ordem (denominadas integradas de ordem  $d$ , para  $d$  maior que zero), as regressões são chamadas cointegradas e por isso possuem características interessantes.

A interpretação econômica da cointegração consiste no seguinte: se duas ou mais séries não estacionárias estiverem ligadas por uma combinação linear de forma a que haja uma relação de equilíbrio de longo prazo, então mesmo que isoladamente contenham uma tendência estocástica, elas irão ter um percurso bastante próximo ao longo do tempo e a diferença entre elas será estacionária.

O conceito de cointegração indica um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema econômico converge no tempo. Nesse caso, é uma equação de cointegração determina a relação entre as variáveis.

Uma série com uma tendência estocástica se caracteriza diferentemente de uma tendência determinística por não possuírem caráter transitório, mas permanente. A diferença é interpretada economicamente como a resposta dos agentes a eventuais choques externos ao modelo.

Quando a série é não estacionária, diz-se que possui raiz unitária. Existem diversos testes de raiz unitária: Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), entre outros.

Na maioria dos testes a hipótese nula<sup>8</sup> é de que a série tenha raiz unitária (não estacionariedade). A exceção é o teste KPSS onde a hipótese nula é de que não existe raiz unitária (estacionariedade).

O teste mais simples de raiz unitária pode ser realizado sob uma série temporal do tipo autoregressivo de ordem um (isto é, os valores correntes da série dependem do valor da série no “tempo” anterior), um AR (1), com erros independentemente e identicamente distribuídos. Em termos matemáticos:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t, (1)$$

---

<sup>8</sup> Hipótese nula é a proposição base do teste, podendo ser aceita ou não.



**Subsecretaria de Política Fiscal**

Se  $\phi = 1$ ,  $y_t$  será não estacionário. Intuitivamente, é possível perceber que valores presentes ( $y_t$ ) acumularão os choques nos valores passados ( $y_{t-1}$ ) e a tendência será de divergência da série.

Exemplificando, supondo uma série de três períodos do tipo AR(1) e é dado o valor inicial da série  $Y_1$ .

$$Y_3 = \phi y_2 + \varepsilon_3, (2)$$

$$Y_2 = \phi y_1 + \varepsilon_2, (3)$$

$$Y_1 = c (4)$$

Além de que assumimos que  $\phi = 1$ , ou seja, não estacionário. É possível recursivamente incluir um período no outro até ter somente uma equação. Primeiro substitui-se  $Y_1$  em  $Y_2$ :

$$Y_2 = 1.c + \varepsilon_2, (5)$$

Em seguida substitui-se  $Y_2$  em  $Y_3$ :

$$Y_3 = 1.(c + \varepsilon_2) + \varepsilon_3, (6), \text{ ou,}$$

$$Y_3 = c + \varepsilon_2 + \varepsilon_3,$$

A equação (6) ilustra o fato de que os choques no período dois serão permanentes em  $Y_3$ . Como uma série temporal apresenta vários períodos, uma série estacionária tende a incorporar choques passados e ser explosiva (cresce indefinidamente).

O teste básico da raiz unitária consiste em:

$$H_0: \phi = 1, y_t \text{ não é estacionário.}$$

$$H_1: |\phi| < 1, y_t \text{ é estacionário.}$$

A solução no caso de raiz unitária será:

“Com uma tendência determinística, as variáveis podem ser transformadas em estacionárias pela inclusão de uma tendência temporal em qualquer regressão ou fazendo uma regressão preliminar sobre o tempo e subtraindo a tendência estimada. Com

**Subsecretaria de Política Fiscal**

uma tendência estocástica, são necessários testes quanto à cointegração e não estacionaridade.” [Gujarati (2000, p. 730)].

**III.1.1 – Dickey-Fuller**

O teste de DICKEY-FULLER segue a ideia do teste básico explicitado anteriormente. O teste permite avaliar o ajustamento dos valores defasados, por meio do coeficiente, a diferença da variável dependente. Em sua versão mais completa inclui-se tendência ( $t$ ) e uma constante. A inclusão da tendência e da constante visa eliminar o efeito dessas sobre a variável dependente. A hipótese a ser testada nesse modelo corresponde a hipótese nula de que a série não é estacionária; contra a hipótese alternativa de que a série não é integrada, ou seja, trata-se de uma série estacionária ( $H_1: y_t \text{ é } I(0)$ ).

**III.1.2 – Dickey-Fuller Aumentado**

A intuição por trás deste teste é que, se a série é integrada (possui raiz unitária), então o nível desfasado da série ( $y_{t-1}$ ) não fornecerá informação relevante para prever a variável dependente, além da informação fornecida por alterações em ( $\Delta y_{t-p}$ ). Pode-se adicionar na eq. (1) valores defasados da variável endógena ( $\Delta y_t$ ). Nesse caso, a hipótese nula (não estacionariedade) não é rejeitada. Novamente testar a significância do coeficiente de  $y_{t-1}$  do DICKEY-FULLER AUMENTADO implica em testar a raiz unitária.

**III.1.3 – Phillips-Perron**

O Phillips-Perron corrige para qualquer correlação serial e heterocedasticidade encontrada nos erros  $u_t$ , modificando as estatísticas de teste Dickey Fuller. Estatísticas de teste de Phillips e Perron podem ser vistas como as estatísticas de Dickey-Fuller realizadas de forma robusta para correlação serial usando o Newey-West (1987) correção de heterocedasticidade e autocorrelação. Uma vantagem dos testes PP ao longo os testes ADF é que os testes PP são robustos para as formas gerais de heterocedasticidade do erro  $u_t$ .

### III.1.4 – Cointegração

Se uma série deve ser diferenciada  $d$  vezes antes de tornar-se estacionária, então ela contém  $d$  raízes unitárias e é dita ser integrada de ordem  $d$ , denotada  $I(d)$ . Considere duas séries de tempo  $y_t$  e  $x_t$ , ambas  $I(d)$ , em geral, qualquer combinação linear dessas duas séries também será  $I(d)$ . Por exemplo, os resíduos obtidos da regressão de  $y_t$  contra  $x_t$  serão  $I(d)$ . Se, entretanto, existir um vetor  $\beta$ , tal que o termo de erro da regressão é de menor ordem de integração define-se  $y_t$  e  $x_t$  como integradas de ordem  $(d, b)$ . Portanto, se  $y_t$  e  $x_t$  são ambas  $I(1)$  e  $\mu_t \sim I(0)$ , as duas séries serão cointegradas de ordem  $CI(1,1)$ . Assim, pode-se estimar a relação de equilíbrio de longo prazo entre  $y_t$  e  $x_t$ .

Para usar o teste ADF para determinar a ordem de integração das séries de modo automático, estimamos inicialmente a equação completa de Dickey-Fuller Aumentado que compreende uma tendência, uma constante, e componentes autorregressivos, e medimos a existência de raiz unitária empregando a estatística ADF. Caso  $H_0$  seja rejeitada, conclui-se que não existe raiz unitária e o procedimento é terminado.

Caso não se rejeite a hipótese nula, deve-se testar a hipótese nula de que a constante seja nula. E assim por diante, testamos com ou sem um componente até o esgotamento as possibilidades. Se todas as hipóteses forem rejeitadas, a série não possui raiz unitária. Caso contrário, ela possui raiz unitária e não é estacionária.

Em cada uma das equações acima, o número de defasagens utilizado ( $p$ ) foi escolhido de acordo com o critério mais geral e caminhando para o mais simples. Em outras palavras, parte-se de um número máximo e o reduz o mínimo. Se a defasagem for significativa ao nível de 5%, a mesma é mantida. Caso aquela não seja, a equação é estimada novamente, para uma defasagem menor, sendo novamente verificado o nível de significância da defasagem. O procedimento continua até que o coeficiente seja significativo ao nível de 5%.

É importante enfatizar que os resultados dos testes anteriormente descritos não são robustos, podendo ser inconclusivos, se houver quebra estrutural. As estatísticas ADF são viesadas à não-rejeição da raiz unitária. Por isso, aplica-se outro teste mais robusto, que no nosso caso o método escolhido é o teste de Perron.

Perron (1989) argumentou que na presença de quebra estrutural na tendência determinista os testes de raiz unitários indicam indevidamente a presença de raiz unitária. Para lidar com o problema da quebra estrutural, Perron (1989) desenvolveu um



## Subsecretaria de Política Fiscal

procedimento para avaliar a raiz unitária admitindo a inclusão de uma quebra estrutural exógena. Ou seja, a quebra estrutural é conhecida. No entanto, há uma literatura extensa sobre quebras endógenas no qual a data da quebra é determinada seguindo critério de identificação através de procedimentos que identifiquem o outlier.

### III.2 – SARIMA

Box e Jenkins (1970) introduziram os modelos ARMA e ARIMA onde o primeiro trabalha com variáveis no nível e o segundo com equações em diferença. A escolha entre os dois modelos é determinada pela estacionariedade<sup>9</sup> das séries.

Nestes modelos a finalidade é encontrar uma equação que represente a série temporal  $X_t$ , por meio de uma estrutura dependente dos seus valores passados,  $X_{t-1}, \dots, X_{t-p}$  e seus erros de previsão um passo à frente,  $e_{t-1}, \dots, e_{t-q}$ , onde cada  $e_{t-q}$ , para todo  $q < n$ , é igual a  $X_{t-q} - XP_{t-q}$ , onde  $XP_{t-q}$  é a previsão de  $X_{t-q}$  utilizando informações amostrais até o período  $t-q-1$ .

O componente dependente de seus valores passados é a parte autorregressiva. O componente de médias móveis utiliza valores defasados dos erros de previsão para desenvolver a capacidade preditiva do modelo. A conjunção dos dois componentes constrói o modelo ARMA.

No caso de não estacionariedade devemos utilizar o modelo em diferenças. A determinação de em quantas diferenças deve-se trabalhar é o limite até que a série se torne estacionária. Quando determinado processo é não estacionário e sua diferença é estacionária ele é denominado um processo integrado.

Um modelo ARIMA (p, d, q) para determinada série de tempo  $X_t$  é um modelo no qual  $X_t$  é integrável de ordem d, a defasagem do processo autor-regressivo é de ordem p e a defasagem da média móvel é de ordem q.

Para inclusão dos componentes sazonais basta extrair os efeitos esperados da mesma forma que a utilização usual do ARIMA. Para tanto, um modelo ARIMA-Sazonal, denominado por SARIMA, é denotado por ARIMA (P, D, Q)<sub>s</sub>, onde P é a ordem do componente autor-regressivo sazonal, D é a ordem das diferenças sazonais e Q é a ordem da média móvel sazonal. Em outras palavras, multiplica-se ao modelo central ARIMA, o efeito de um ARIMA com ordens sazonais. Por exemplo, o AR(1)

<sup>9</sup> Uma série temporal é estacionária quando ela se desenvolve aleatoriamente, no tempo, em torno de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável.

### Subsecretaria de Política Fiscal

com sazonalidade anual é na verdade um AR(12). A idéia é extrair a sazonalidade por meio de inclusão dos efeitos autor-regressivos com os períodos sazonais.

Devido as propriedades das séries de tempo, que apresentam tendência, sazonalidade e movimentos cíclicos, é desejável se combinar o modelo ARIMA tradicional com o modelo SARIMA puro, obtendo-se então o modelo ARIMA (p,d,q) x SARIMA(P,D,Q)s, isto é, constrói-se o modelo ARIMA com AR(p), MA(q) e integrado de ordem d e decompõe-se os efeitos sazonais por meio de um SARIMA.

### III.3 – VAR

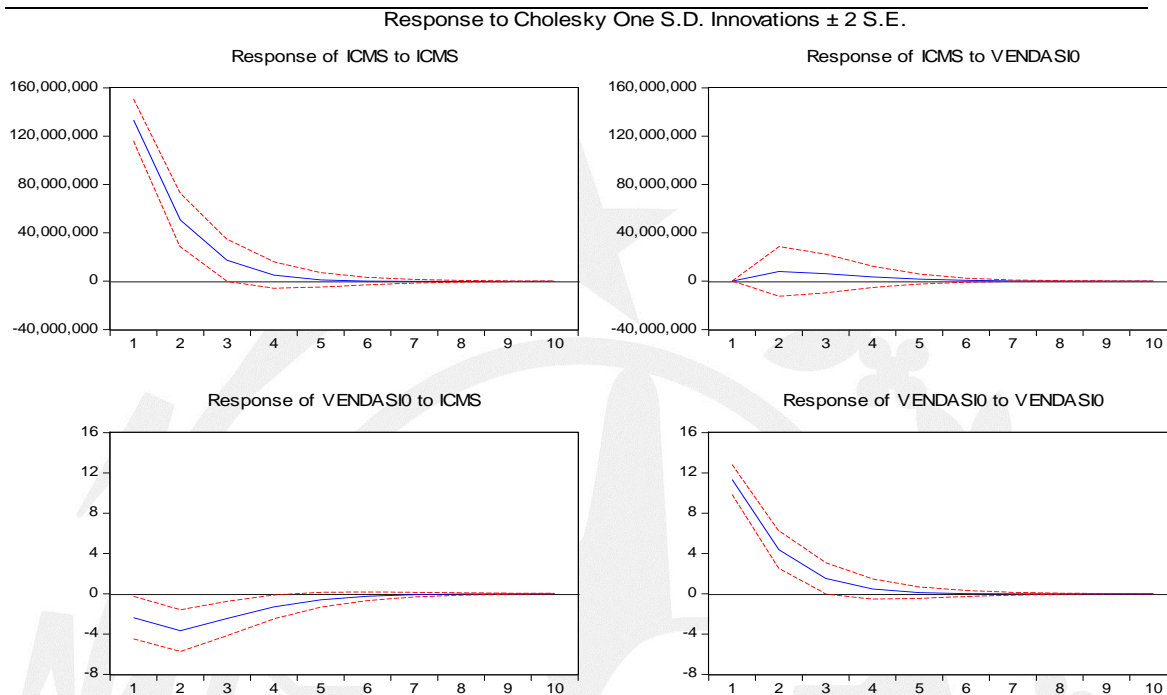
Se uma variável em um modelo multivariado não parece ser exógena, uma extensão natural é tratar cada variável simetricamente. Diferente dos modelos anteriores em que existia uma variável a ser explicada e as demais eram considerada como conhecida, no VAR as variáveis se afetam e existe uma equação para cada uma.

No caso de duas variáveis devemos considerar que elas se afetam mutuamente pelos seus valores correntes e passados, este caso é denominado como bivariado simples. No modelo bivariado simples existirá um conjunto de equações simultâneas onde cada uma das variáveis está presente na determinação das outras variáveis. Logo, são duas equações, uma para cada variável, podendo constar ambas as variáveis defasadas. E na equação de determinação de uma variável pode constar a outra variável no nível.

Podemos adicionar quaisquer instrumentos já válidos nas regressões simples do MQO: variáveis exógenas ao modelo que afetem tanto  $Z_t$  quanto  $Y_t$ ; dummies para efeitos sazonais; dummies para outliers, etc.

Para avaliação da relação entre as variáveis pode-se plotar o gráfico de impulso resposta (como uma variável reage a um impulso nela mesmo ou em outra). Abaixo exemplificamos a sua forma:

Subsecretaria de Política Fiscal



### III.4 – O Modelo Univariado Estrutural

O termo estrutural é definido para indicar uma especificação selecionada que identifique os componentes de interesse: tendência, sazonal e irregular. Como os modelos econométricos convencionais, os modelos univariados empregados podem ser apresentados na forma estrutural e na forma reduzida. Alguns modelos são identificáveis e outros não observáveis. Descrevemos a seguir, separadamente, as especificações utilizadas para identificar cada componente não observável da série de tempo (tendência e sazonal) e apresentamos a forma reduzida dos modelos adotados têm uma representação ARIMA.

#### III.4.1 – Tendência

Na abordagem modelo-orientada, que tem dominado a literatura mais recentemente, a tendência é estudada com intuito de extrapolá-la para o futuro. Esta é definida com base nas suas propriedades de predição.

Nesse contexto a tendência é definida como aquele componente da série, para o qual o seu valor dessazonalizado tende, à medida que se aumenta o horizonte de previsão. Ou seja, a previsão de longo prazo da série dessazonalizada é igual à sua tendência.

Subsecretaria de Política Fiscal

Foram utilizadas duas especificações de tendência: sem taxa de crescimento (taxa de crescimento igual à zero) e com taxa de crescimento. Apresentamos a seguir as duas especificações alternativas para a tendência.

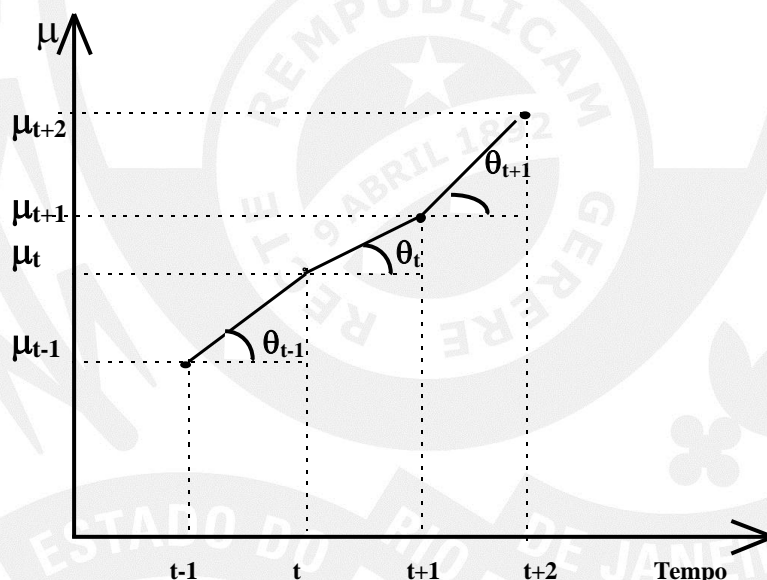
**III.4.1.1 – Com Taxa de Crescimento**

Neste caso a tendência é uma função linear do tempo e é válida localmente (tendência local). O nível dependerá de seu valor defasado AR(1) e de uma taxa de crescimento além dos choques estocásticos. Já a evolução do crescimento da Tendência é determinada pelo valor do crescimento no período anterior AR(1).

A relação entre a tendência e os valores dessazonalizados da variável de interesse ( $y_t$ ) é dada por uma regressão simples:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (7)$$

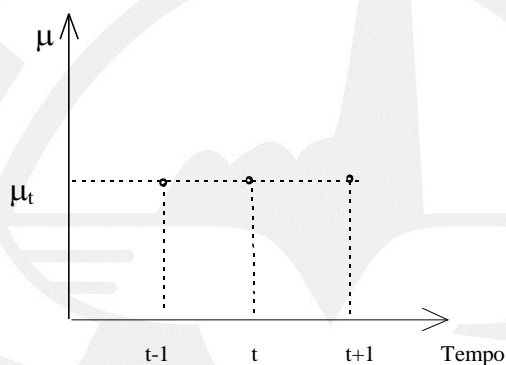
Observando-se o gráfico abaixo é fácil ilustrar o comportamento de uma tendência com crescimento. A partir de um valor inicial para o nível ( $\mu_{t-1}$ ), a tendência cresce a uma taxa de crescimento  $\beta_t$  (que é igual a  $\tan \theta_t$ ).



A versão não estocástica apresentada não é interessante, pois não admite projeção da tendência da série. Na versão estocástica estimam-se os valores de  $\mu$  e  $\beta$ , ao longo do tempo.

### III. 4.1.2 – Sem Taxa de Crescimento

No modelo sem taxa de crescimento a forma estrutural que permite identificar a tendência local depende apenas dos valores defasados da tendência. O gráfico a seguir apresenta o padrão, das observações da série dessazonalizada, consistente com este tipo de tendência no caso não estocástico:



Como pode ser visto no gráfico a tendência será constante ao longo do tempo, podendo se alterar em caso de choques.

### III. 4.1.3 – Sazonal

Este componente é usualmente modelado em termos de variáveis ‘dummies’ estocásticas (fatores sazonais). Assim o componente sazonal pode se modificar no tempo, mas satisfazendo sempre a restrição de que a soma dos fatores sazonais tem esperança zero e variância constante (por exemplo, os efeitos sazonais permanecem dentro do ano). Uma forma alternativa de modelar sazonalidade é através de uma série de senos e cosenos.

### III. 4.1.4 – Modelo Estrutural Completo

O tratamento estatístico dos modelos estruturais está balizado no formato de espaço de estados. Espaço de estados é um modo particular de escrever modelos lineares a tempo discreto, sendo determinada através de equações estocásticas de diferenças. A forma de espaço de estados é aplicada a uma série temporal  $y_t$  multivariada. O modelo estrutural completo possui tendência, taxa de crescimento, componentes cíclicos e componentes sazonais.

**Subsecretaria de Política Fiscal**

Para proporcionar uma maior flexibilidade ao processo de modelagem, o artifício utilizado foi constituir uma dinâmica estocástica para as componentes de tendência e sazonalidade, no sentido de admitir que estas componentes possam variar ao longo do tempo.

Por isso, o uso desse modelo completo abarca melhor a estimação das variáveis, levando em considerações componentes não observáveis.

**III.5 – Os modelos escolhidos para estimação empírica:**
**III.5.1 – ICMS**

Para previsão do ICMS optou-se por utilizar o modelo VAR dependendo exogenamente do PIB brasileiro (determinado pelas expectativas do boletim FOCUS) e consumo de petróleo (projetado por ARIMA). Endogenamente ao ICMS são previstas as vendas no varejo do Estado do Rio de Janeiro. Como ambas as variáveis tem correlação direta entre si, a escolha pelo VAR se tornou uma exigência conjectural. Na tabela abaixo podemos ver como se comportou o modelo. O  $R^2$  ajustado para o ICMS foi satisfatório, atingindo 0,88. O ajustamento do modelo para as vendas também é satisfatório, de 0,86.

## Vetor autorregressivo – VAR

	LOG(ICMS)	LOG(VENDAS)
LOG(ICMS(-1))	0,242312	0,264144
LOG(ICMS(-2))	0,034503	-0,085667
LOG(VENDAS(-1))	0,360713	-0,013581
LOG(VENDAS(-2))	-0,025727	-0,092043
C	7,50362	-13,72521
LOG(PIB)	0,383958	0,235047
LOG(TAXADECAMBIO)	0,14719	-0,105487
LOG(PETROLEO)	0,0715	0,927688
$R^2$	0,888044	0,86088
$R^2$ ajustado	0,881921	0,853272
Estatística F	145,0437	113,1527

Fonte: Elaboração Sefaz

**Subsecretaria de Política Fiscal**
**III.5.2 – IPVA**

Para previsão do IPVA modelamos pelo VAR dependendo exogenamente do PIB brasileiro (determinado pelas expectativas do boletim FOCUS). Endogenamente ao IPVA temos as licenças, as quais foram incorporadas por serem um *proxy* da compra de automóveis e formação da frota. Na tabela abaixo podemos ver como se comportou o modelo. O  $R^2$  ajustado para o IPVA foi adequado, alcançando 0,98. As licenças também são muito significativas para o IPVA, com ajustamento de 0,92.

**Vetor autorregressivo – VAR**

	LOG(IPVA)	LOG(LICENCAS)
LOG(IPVA(-1))	0,153492	-0,142907
LOG(IPVA(-2))	0,318884	0,118393
LOG(LICENCAS(-1))	0,200356	0,440556
LOG(LICENCAS(-2))	-0,129186	0,070655
C	5,462139	-9,467181
LOG(PIB)	0,270451	0,896748
@SEAS(1)	2,44511	0,062842
@SEAS(2)	2,090936	0,331771
@SEAS(3)	1,01903	0,209895
@SEAS(4)	0,449918	0,068095
@SEAS(5)	0,28281	0,055131
@SEAS(6)	0,119323	0,019913
@SEAS(7)	0,26069	0,087342
@SEAS(8)	0,22174	0,09551
@SEAS(9)	0,038367	0,074876
@SEAS(10)	0,033751	-0,009502
@SEAS(12)	0,149284	0,141858
$R^2$	0,981584	0,925623
$R^2$ ajustado	0,979108	0,915623
F-statistic	396,4292	92,55959

Fonte: Elaboração Sefaz

**Subsecretaria de Política Fiscal**
**III.5.3 – ITD**

Nessa receita o modelo escolhido foi uma regressão simples dependente da inflação dos imóveis (ponderação entre IPGM e índice Zap-móveis) adicionado dos óbitos, que buscam refletir as doações por causa mortis. Abaixo temos a regressão:

Regressão Simples do LOG(ITD)  
Mínimos Quadrados Ordinários

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Prob.
DUMMIEITD*LOG(OBITOS)	0,641367	0,066845	9,594847
DUMMIEITD*LOG(INFLACAOIMOVEIS)	-2,224456	0,222504	-9,997385
LOG(OBITOS)	0,353111	0,048751	7,243207
LOG(INFLACAOIMOVEIS)	2,79599	0,177131	15,78487
R <sup>2</sup>		0,847595	
R <sup>2</sup> ajustado		0,844183	

Fonte: Elaboração Sefaz

Todas as variáveis são bastante significativas. A dummy diferencia as variáveis no tempo. Quando a dummy é um, o período analisado é anterior ao REFIS (programa de refinanciamento dos tributos devidos pelos contribuintes), em caso de zero, o período é posterior ao REFIS e por isso o coeficiente é maior.

**III.5.4 – FECP**

O Fundo de Combate a Pobreza (FECP) é cobrado a partir de uma alíquota adicional àquela do ICMS em um rol específico de produtos e serviços, citadas no Art. 5º da Lei Complementar 151 de 2013. Por este motivo a arrecadação do FECP tem grande correlação com o desempenho do ICMS. Desta forma, utilizou-se a previsão já obtida do ICMS como base geradora do comportamento do FECP. Eliminamos os



**Subsecretaria de Política Fiscal**

efeitos sazonais por meio de dummies já que ambas as séries são parecidas, mas os efeitos sazonais do setor de energia elétrica e telecomunicações são maiores no FECP.

## Regressão Simples do LOG(FECP)

## Mínimos Quadrados Ordinários

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Prob.
LOG(ICMS)	0,27947	0,021209	0
C	7,190933	0,90776	0
@SEAS(1)	0,041958	0,02543	0,1025
@SEAS(2)	0,002596	0,025393	0,9188
@SEAS(3)	-0,003455	0,025408	0,8921
@SEAS(4)	-0,0145	0,025382	0,5693
@SEAS(5)	-0,043493	0,025394	0,0903
@SEAS(6)	-0,073584	0,025444	0,0048
@SEAS(7)	-0,066264	0,026011	0,0126
@SEAS(8)	-0,076302	0,02609	0,0044
@SEAS(9)	-0,03791	0,026092	0,1498
@SEAS(10)	-0,019654	0,026149	0,4543
@SEAS(11)	-0,018517	0,026289	0,4831
DUMREDUC	-0,03911	0,016913	0,0231
R <sup>2</sup>			0,741363
R <sup>2</sup> ajustado			0,703155
Estatística F			19,40348
Prob(Estatística F)			0

**III. 5.5 -Outras Receitas**

As demais receitas foram estimadas por métodos não lineares e em estimações de caráter qualitativo, baseados em informações obtidas pelas inspetorias especializadas.

#### IV. Estimativas de Receita

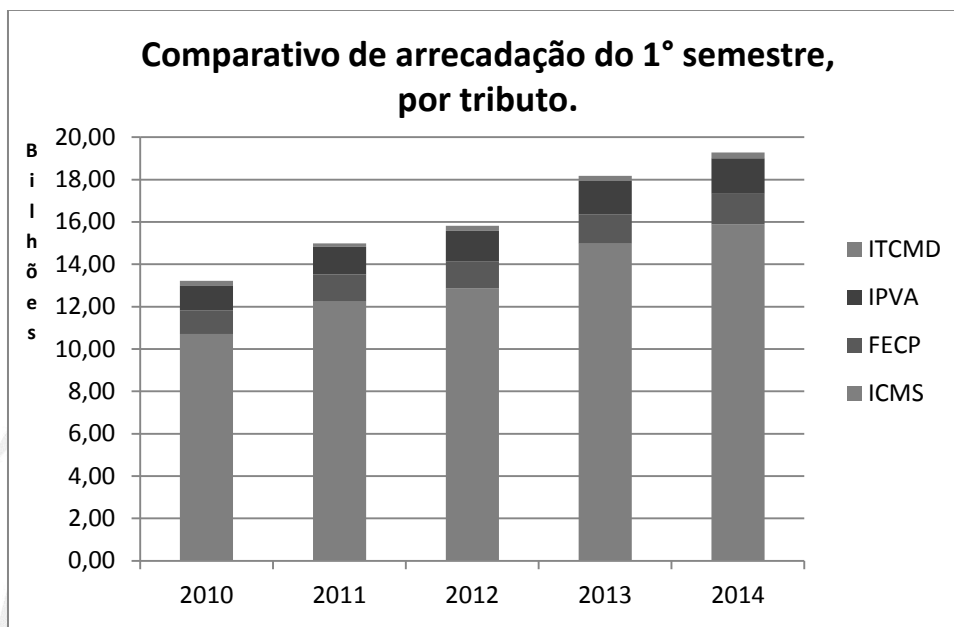
**Receita Tributária 2015, 2016 e 2017 – R\$ 46,08 bilhões, R\$ 50,40 bilhões e R\$ 54,89 bilhões.**

O bom desempenho da arrecadação nos últimos anos é produto de vários fatores, entre eles: a união de esforços fiscais explorados pelo governo do Estado, dentro dos quais se destacam as ações de combate à sonegação, os refinanciamentos das dívidas dos contribuintes, a implementação de novos sistemas operacionais e, também, a intensificação de operação fiscais externas.

Por outro lado, o resultado da arrecadação tributária do Estado do Rio de Janeiro no primeiro semestre de 2014, apesar de ter sido positivo, chegou a sofrer os efeitos da desaceleração da economia brasileira verificada, sobretudo, a partir de maio.

Segundo dados da produção física industrial da indústria em geral, divulgados pelo IBGE, houve uma retração de 7,9% em maio de 2014, frente ao mesmo período do ano anterior. Quando levamos em consideração a variação acumulada no ano, o Estado registrou uma queda de 4,3%.

A título de elucidação, o gráfico abaixo mostra a evolução da arrecadação de impostos do Estado nesse período de janeiro a junho, mostrando o incremento observado graças aos esforços da administração fazendária.



Fonte: SEFAZ-RJ.

Destaca-se que, no primeiro semestre de 2014, a arrecadação conjunta do ICMS, FECF, ITD e IPVA apresentou incremento de 6,08 % em relação ao mesmo período de 2013. Os ganhos mais modestos são provenientes da retração da atividade industrial e das importações realizadas por essas indústrias.

Para 2015, as expectativas do mercado financeiro, colhidas pelo Banco Central, sugerem nível de atividade econômica ligeiramente acima do projetado para 2014, implicando crescimento real do PIB Nacional na ordem de 1,5%. O mesmo boletim prevê inflação menor para o IPCA, situada em 6,0%, reflexo da alta de juros verificada em 2014.

Com esse cenário, projeta-se que a receita tributária, composta por impostos e taxas, importará entre os anos de 2015 e 2017, respectivamente, 76,42%, 77,32% e 77,88% do total das Receitas Correntes.

Espera que o **ICMS** contribua com na massa orçamentária com cerca de R\$ 36,70 bilhões, R\$ 40,28 bilhões, e R\$ 43,94 bilhões nos próximos anos. Tais previsões seguem as mesmas premissas da 2ª Revisão de Receita, e estão amparadas na série histórica da arrecadação, nas expectativas da conjuntura econômica brasileira e do Estado do Rio de Janeiro, e ainda nas mudanças na legislação pertinente ao imposto em questão.



Subsecretaria de Política Fiscal

---

Para o **FECF** foi projetado uma arrecadação de R\$ 3,2 bilhões, R\$ 3,5 bilhões, e R\$ 3,8 bilhões. Para tal previsão, utilizaram-se como base geradora, os valores esperados para a arrecadação de ICMS.

Com a Lei Complementar 151 de 2013 foram alteradas algumas disposições da Lei 4.056/2002, que instituiu o FECF. Dentre as alterações destaca-se a prorrogação do prazo de vigência até 2018 (anteriormente estava previsto até 31/12/2014) e a manutenção do adicional de 2 pontos percentuais sobre a alíquota de ICMS (definido no Art. 2º inciso II da Lei nº 4.056/2002).

Os recursos do FECF são, por lei, vinculados a atividades que visam à melhoria da qualidade de vida dos cidadãos fluminenses, como ações de combate à pobreza. No Art. 3º da Lei 4.052/2002 são citadas nove ações prioritárias para aplicação dos recursos, como, por exemplo, o Fundo Estadual de Habitação e de Interesse Social, que promove ações de urbanização de comunidades de baixa renda e auxílio à construção de habitações populares e saneamento. O artigo 3º da Lei Complementar 151/2013 inclui outros onze itens para aplicação dos recursos arrecadados com o FECF:

- ✓ programa de subsídio à integração entre diferentes modais e entre serviços diversos prestados dentro de um mesmo modal de transporte público - Bilhete Único a ser transferido para o Fundo Estadual de Transporte previsto na Lei nº 5.628/2009;
- ✓ programa de implantação do Bilhete Único intermunicipal em todas as regiões do interior do Estado do Rio de Janeiro;
- ✓ programas de pagamento de Aluguel Social para reassentamento de população de baixa renda;
- ✓ programas de ações de saúde de pronto atendimento noite e dia - UPA 24 horas;
- ✓ programas de complementação financeira para a obtenção de renda mínima no Estado do Rio de Janeiro - Renda Melhor;
- ✓ programas de premiação de performance e incentivo financeiro para estudantes da rede pública - Renda Melhor Jovem;
- ✓ programas de incentivo para expansão da política de Educação Profissional e Tecnológica Pública e gratuita no Estado do Rio de Janeiro;
- ✓ programa de subsídio para prorrogar a vigência da Tarifa Aquaviária Temporária no sistema aquaviário, no mínimo, até 31 de dezembro de 2018;
- ✓ programa de controle da Tuberculose até que os indicadores desta doença atinjam a média nacional;
- ✓ apoio a oferta de educação infantil nos municípios com áreas socialmente degradadas; e
- ✓ implantação do sistema de alarme de risco de desastres em comunidades carentes.

## Subsecretaria de Política Fiscal

Para o **IRRF**, os valores estimados são de R\$ 3,17 bilhões, R\$ 3,43 bilhões e R\$ 3,72 bilhões para os anos de 2015, 2016 e 2017, respectivamente. O critério de projeção adotado teve como base a estimativa de crescimento da folha de pessoal prevista para os próximos anos, além dos ajustes salariais já previstos para diversas categorias, especialmente aqueles aprovados pela Assembléia Legislativa, com impacto nos próximos anos, como na Secretaria de Estado de Saúde, na Polícia Civil e na Defensoria Pública do Estado do Rio de Janeiro. Destaca-se também o ingresso de novos servidores aprovados em concursos em diversos órgãos do governo estadual nas áreas de Segurança, Educação e Fazenda.

Estimou-se para o **IPVA** os valores de R\$ 2,19 bilhões, R\$ 2,35 bilhões e R\$ 2,53 bilhões para triênio 2015-2017. A redução no ritmo de arrecadação justifica-se pela queda no crédito, a expectativa de recomposição progressiva da alíquota do IPI - impactando o ritmo de crescimento da frota - trajetória ascendente da taxa de juros SELIC e redução na estimativa de crescimento da economia. Paralelamente credita-se o esforço fazendário de promover uma atualização do banco de dados do IPVA, eliminando erros e destacando consumidores inadimplentes. O valor projetado para 2015 (R\$ 2,19 bilhões) corresponde a uma variação de 7,10%, tendo como base a projeção mais recente para o ano de 2014, para o qual foi prevista uma arrecadação de R\$ 2,05 bilhões.

Em relação ao **ITD** foram projetados R\$ 737 milhões, R\$ 808 milhões e R\$ 887 milhões para 2015, 2016 e 2017 respectivamente. O valor estimado para 2015 corresponde a uma taxa de crescimento de 9,7% sobre o valor previsto para 2014 (R\$ 671 milhões). Conforme descrito no capítulo de metodologia, a referida variação teve como base as previsões de IPCA do boletim Focus do Banco Central para 2014, a expectativa da valorização imobiliária no Estado e do número esperado de óbitos.

**Receita Patrimonial projetada para 2015, 2016 e 2017 – R\$ 10,12 bilhões, R\$ 9,77 bilhões e R\$ 10,94 bilhões.**

Dentre estas receitas, destaca-se o valor projetado para participações governamentais provenientes da exploração do petróleo (Royalties e Participações Especiais), que, em 2015, estão estimadas em R\$ 9,00 bilhões.

Esta previsão elaborada pela Secretaria de Estado de Fazenda teve como base a estimativa de produção fornecida pela Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP)<sup>10</sup>, autarquia federal responsável por promover a regulação, contratação e fiscalização das atividades econômicas integrantes da indústria do petróleo. Para projetar o preço do petróleo, foi feita análise sobre a séria histórica do barril do tipo Brent da Energy Information Administration – EIA, órgão oficial do Governo dos Estados Unidos da América para a produção de informações e estatísticas para a área de energia. Para o câmbio, foram utilizados os parâmetros gerais da PLOA 2015.

É preciso ressaltar a existência de incerteza na estimativa de arrecadação de Participações Governamentais associada ao comportamento das variáveis assumidas. No caso destas últimas, o risco é ainda maior por conta da própria base de cálculo, que consiste no resultado líquido (receita menos despesas e custos) trimestral dos campos considerados.

**Transferências Correntes – R\$ 2,76, R\$ 2,96 e R\$ 3,19 bilhões**

Compostas, basicamente, pelas transferências constitucionais e legais de recursos da União para o Estado. Destacam-se o Fundo de Participação dos Estados - FPE, o IPI-Exportação, o Salário Educação, as Transferências previstas na Lei 87/96 (compensação pela desoneração do ICMS nas operações de exportação, conhecida como Lei Kandir), a Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico – CIDE, incidente sobre o preço de combustíveis derivados do petróleo e o Auxílio ao Fomento das Exportações (FEX). Abaixo a metodologia das principais receitas:

---

<sup>10</sup> Convênio 01-9/ANP/014.165

**Subsecretaria de Política Fiscal**

---

**FPE** – R\$ 1,21 bilhão em 2015 – Formado por percentual de 21,5% da arrecadação líquida do Imposto de Renda e Proventos de Qualquer Natureza (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), estimou-se para as receitas que compõem o FPE 2015 expansão de cerca de 8,1% em relação ao valor estimado para 2014. Por conta da redução do ritmo da atividade econômica nos últimos meses, é esperada uma diminuição da expansão da renda das famílias, que impactará diretamente na arrecadação do imposto de renda, e conseqüentemente no montante destinado ao FPE. Para os anos seguintes espera-se R\$ 1,31 bilhão em 2016 e R\$ 1,42 bilhão em 2014.

**IPI – Estados Exportadores** - R\$ 933 milhões em 2015 – A receita do IPI exportação é proveniente de 10% (dez por cento) da arrecadação federal do Imposto sobre Produtos Industrializados - IPI, distribuídos proporcionalmente aos estados de acordo com a participação destes nas exportações de produtos industrializados, conforme o inciso II do artigo 159 da Constituição Federal. O desempenho esperado da receita proveniente desta fonte arrecadação ficou comprometido, devido à desaceleração da atividade industrial e da prorrogação das taxas reduzidas de IPI. Para os anos de 2016 estima-se R\$ 1,01 bilhão, enquanto para 2017 1,10 bilhão.

**Salário Educação** – R\$ 478 milhões em 2015 – A estimativa para 2015 considerou expansão de cerca de 6,0% em relação ao valor estimado para 2014. O crescimento esperado é moderado dado que nos últimos anos o Estado do Rio de Janeiro tem recebido parcelas relativamente menores da transferência. Para os exercícios de 2016 e 2017, a receita está estimada em R\$ 505 milhões e 532 milhões, respectivamente.

**Auxílio ao Fomento das Exportações (FEX)** – R\$ 48,68 milhões em 2015 – Anualmente o chefe do executivo da União publica Medida Provisória liberando recursos aos estados e municípios a título de auxílio a exportação. Importante frisar que em 2013 a União não efetuou o repasse, atrasando a transferência para o exercício seguinte. Dessa forma espera-se que o Estado do Rio de Janeiro receba duas parcelas do

**Subsecretaria de Política Fiscal**

auxílio em 2014. Para 2015, acredita-se que o repasse seja normalizado em uma única cota anual ao final do exercício. Para os exercícios de 2016 e 2017, este auxílio foi estimado em R\$ 52,65 milhões e R\$ 57,21 milhões, respectivamente.

**Transferências da Lei 87/96 (Lei Kandir)** – R\$ 86,00 milhões em 2014 – a chamada Lei Kandir determinou em 1996 a isenção do ICMS de produtos e serviços destinados à exportação. A medida imputou perdas no ICMS dos Estados. Sendo assim a União vem estabelecendo em seu orçamento valores para compensação parcial das perdas e os distribui mensalmente entre os entes. A compensação possui montante estático desde 2006, de forma que os valores projetados são invariáveis e se manterão em R\$ 86,00 milhões nos próximos anos.

**Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico – CIDE** - R\$ 0,00 milhões - Com a publicação do Decreto 7.764/2012 em junho de 2012 que reduz a zero as alíquotas específicas da Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico incidentes sobre a importação e a comercialização de petróleo e seus derivados, gás natural e seus derivados, e álcool etílico combustível, a projeção de receita originária desta transferência foi reduzida a zero. Sem previsão de restabelecimento das alíquotas, as receitas estimadas para 2015, 2016 e 2017 permanecem zeradas.

**Multas e Juros e Dívida Ativa – R\$ 799 milhões, R\$ 864 milhões e R\$ 939 milhões**

Os valores para 2015 foram projetados com base na arrecadação prevista para 2014, levando em conta as expectativas de crescimento do PIB e comportamento do índice de inflação nos próximos anos. Os valores de multas e juros para 2015 foram estimados em R\$ 512 milhões, enquanto os valores da dívida ativa foram projetados em R\$ 287 milhões.





## **Demais receitas**

As demais receitas foram projetadas respeitando as respectivas peculiaridades de acordo com os valores realizados em 2014.

**Henrique Diniz de Oliveira**  
**Coordenador de Projeção de Receita**

**Marco Aurélio Alves de Mendonça**  
**Superintendente de Relações Federativas e Transparência Fiscal**

**De acordo,**

**Josélia Castro de Albuquerque**  
**Subsecretária de Política Fiscal**