

Universidade Estadual de Campinas

Instituto de Economia

**Contribuição de Modelos de Séries Temporais Para a Previsão da
Arrecadação de ISS**

Fabio Guimarães Rocha

Orientador: Prof. Dr. Otaviano Canuto dos Santos Filho

Dissertação apresentada ao Instituto de
Economia da Universidade Estadual de
Campinas para obtenção do título de
Mestre em Economia.

Campinas 2003

**FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELO
CENTRO DE DOCUMENTAÇÃO DO INSTITUTO DE ECONOMIA**

R582c Rocha, Fabio Guimarães.
Contribuição de modelos de series temporais para a previsão da arrecadação de ISS / Fabio Guimarães Rocha. -- Campinas, SP : [s.n.], 2003.

Orientador: Jose Maria Ferreira Jardim da Silveira.
Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia.

1. Imposto sobre serviços – Previsão. 2. Series temporais.
I. Silveira, Jose Maria Ferreira Jardim da. II. Universidade Estadual de Campinas. Instituto de Economia. III. Título.

Dona
23/03/04

A meus Pais.

Agradecimentos

Aos Professores de Mestrado, especialmente ao Prof. Dr. Rodolfo Hoffman, que ensina não somente teoria como seriedade e disciplina, ferramentas indispensáveis para o alcance dos objetivos.

Ao Prof. Fabio Giambiagi, que levantou a importância do estudo para o aperfeiçoamento da gestão financeira do Setor Público.

Ao Gabriel Fiúza, que tem sido o principal parceiro de estudo e trabalho.

Ao orientador Prof. Dr. Otaviano Canuto dos Santos Filho, que me incentivou a abordar o tema e me assistiu em todos os momentos solicitados, apesar de suas inúmeras tarefas em um Governo que se inicia. Obrigado pelo apoio indispensável.

À Graziela, pelo carinho, compreensão e ajuda no processo de elaboração deste estudo.

Aos meus parentes, em especial a minha tia Muguét, meus tios Sinclair e Sidney, minha vó Odete, minha irmã, e meus Pais. As diferentes contribuições individuais foram fundamentais para o cumprimento de mais esta etapa.

Sumário

Introdução.....	1
Capítulo 1- Receita Pública e Previsão de Arrecadação.....	3
1.1 Introdução	3
1.2 Receita pública e a Lei n° 4.320 de 1964	3
1.3 Previsão de Receita e a Lei Complementar n° 101	5
1.4 Projetos de Leis Orçamentárias e Cronograma de atendimento.....	7
Capítulo 2 – O Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza	13
2.1 Introdução	13
2.2 Receita Tributária municipal	13
2.2.1 O Conceito de Tributo e os Tributos de Competência Municipal.....	13
2.2.2 Contribuição de melhoria e Taxas	15
2.2.3 Impostos.....	17
2.2.3.1 O Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU).....	18
2.2.3.2 O Imposto sobre a Transmissão de Bens imóveis (ITBI)	20
2.2.3.3 O Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISSQN).....	22
2.3 Características estruturais da arrecadação do Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS).....	23
2.3.1 Arrecadação por código de receita.....	23
2.3.2 Arrecadação por setores de atividade	25
2.3.3 Arrecadação por contribuintes.....	26
Capítulo 3 - Arrecadação Tributária Nos Anos 90	29
3.1 Introdução	29
3.2 A arrecadação tributária no início dos anos 90	29
3.3 As Mudanças em meados da década de 90 na arrecadação de ISS.....	32
3.3.1 O efeito Olivera-Tanzi.....	32
3.3.2 A evolução do Produto Interno Bruto (PIB) pós Plano Real	34
3.3.3: A evolução dos Preços Relativos	39
3.4 A arrecadação tributária pós Plano Real.....	46

3.5 Testando a hipótese de mudança estrutural na arrecadação de ISS	48
Capítulo 4 – Modelos de Previsão de Arrecadação de ISS.....	53
4.1 Introdução	53
4.2 Estruturas teóricas dos modelos	54
4.2.1 A decomposição clássica	54
4.2.2 O alisamento exponencial	57
4.2.2.1 A técnica do alisamento exponencial simples e duplo.....	57
4.2.2.2 O método de Holt's.....	58
4.2.2.3 O método de Holt-Winters	61
4.2.3 O SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)	64
4.2.3.1 Breve levantamento.....	64
4.2.3.2 As classes de modelos.....	66
4.2.3.2.1 O modeo auto-regressivo (AR).....	66
4.2.3.2.2 O modelo de média móvel (MA).....	68
4.2.3.2.3 O modelo auto-regressivo de média móvel (ARMA)	70
4.2.3.2.4 O modelo auto-regressivo integrado de média móvel (ARIMA) 71	
4.2.3.2.5 Os modelos sazonais	72
4.2.3.3 A metodologia Box-Jenkins	75
4.2.3.3.1 Etapas da metodologia Box-Jenkins	75
4.2.3.3.2: Conceitos relevantes	78
4.3 Resultados dos modelos	87
4.3.1 Decomposição Clássica	87
4.3.2 Alisamento Exponencial (método de Holt-Winters)	89
4.3.3 SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)	91
4.4 Comparativo dos resultados dos modelos.....	104
Conclusão.....	107
Bibliografia.....	109

Resumo

Este estudo tem como objetivo analisar a contribuição de modelos de séries temporais para a previsão do Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS), de competência municipal. São levantados os momentos em que esta deve ser cumprida e as penalidades legais para os entes da Federação que não as efetivam. Para uma melhor compreensão do objeto de estudo, mostram-se as características da arrecadação do ISS na Cidade do Rio de Janeiro. Procura-se demonstrar que ao longo da década de 90 houve uma mudança estrutural da arrecadação deste imposto, evidenciada pela aplicação do Teste Chow. Considerando esta quebra, analisam-se três modelos de séries temporais: a Decomposição Clássica; o Holt-Winters; e o SARIMA(p,d,q)(P,D,Q). Os resultados obtidos demonstram que estes modelos podem ser considerados como instrumentos fidedignos de previsão da arrecadação de ISS, contribuindo para o aprimoramento da gestão financeira dos recursos públicos.

Introdução

A tomada de decisões em diferentes campos da economia se baseia na previsão de eventos. A previsão de arrecadação tributária é um exemplo, sendo de extrema relevância para a tomada de decisões por parte do setor público. Não se resumindo à observância às normas legais, esta previsão deve buscar, também, o aumento da eficiência na formulação orçamentária e na gestão financeira, definindo possibilidades de investimentos e de melhora na alocação dos recursos públicos.

Apesar da relevância desta etapa de realização das receitas, o instrumental mais utilizado pelas diferentes esferas de governo ainda é bastante intuitivo. Limitado do ponto de vista técnico, este método se fundamenta em expectativas *a priori* sobre variáveis tais como índice de preços e crescimento da economia. Em relação a este instrumental, duas críticas principais podem ser feitas. A primeira é que não se tem a garantia de que as expectativas sobre a evolução destas variáveis se confirmem. Já a segunda é que não existem evidências claras de que estas expectativas sejam as principais variáveis explicativas das evoluções das receitas.

A motivação para este estudo foi, portanto, a constatação de que apesar da importância da previsão de receitas, as ferramentas normalmente utilizadas pelas gestões fazendárias se encontram, ainda, em estágio técnico pouco avançado. Neste contexto, busca-se apresentar instrumentais técnicos para previsão de arrecadação que sejam mais aprimorados, analisando-se, para esta finalidade, as contribuições de modelos de séries temporais.

Sendo o campo tributário vasto, tornou-se imprescindível a escolha de um tributo para o cumprimento do objetivo anteriormente ressaltado. A opção recaiu sobre o Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS) da Cidade do Rio de Janeiro. Trata-se de uma escolha baseada tanto em questões pessoais como profissionais. O lado pessoal se refletiu na escolha da cidade; o profissional, na definição do

tributo, principal receita própria da Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro, local em que trabalho.

O capítulo 1 apresenta o arcabouço legal que permeia a previsão da arrecadação. Buscou-se mostrar que esta etapa ganhou relevância nos últimos anos ao serem criadas sanções para os entes da federação que não realizem a projeção de receitas.

O capítulo 2 levanta as características principais do ISS. São ressaltadas, também, algumas características dos demais tributos da cidade do Rio de Janeiro, com destaque para os impostos.

No capítulo 3, analisa-se a evolução das finanças do município do Rio de Janeiro nos anos 90. Procura-se mostrar que a arrecadação de ISS nesta década teve dois padrões: pré Plano Real e pós Plano Real. No final do capítulo, aplica-se o teste Chow para se evidenciar a ocorrência da quebra (ou não) da arrecadação deste imposto ao longo destes anos.

Os modelos de séries temporais são apresentados no capítulo 4. Serão analisados três modelos: o de Decomposição Clássica; o de Holt-Winters; e o SARIMA(p,d,q)(P,D,Q). São mostradas as suas estruturas teóricas e são avaliadas as suas capacidades preditivas.

Após o capítulo 4, este estudo é finalizado com uma breve conclusão. Esta busca, primeiro, reforçar a relevância atualmente concedida à etapa de previsão. Além disto, procura evidenciar o fato de que, mesmo sendo o que está por vir algo previamente desconhecido, os modelos de séries temporais ajudam o setor público a enxergar melhor o futuro.

Capítulo 1- Receita Pública e Previsão de Arrecadação

“Don’t tax me, don’t tax thee; let’s tax this guy behind the tree”

Antiga citação em inglês arcaico

1.1 Introdução

Este capítulo busca levantar e justificar, de forma breve, a importância da etapa de previsão da receita pública.

No item 1.2, são apresentados o conceito e a classificação econômica da receita pública. No item 1.3, são levantados os estágios que envolvem esta receita. No item 1.4, são apresentadas, de forma breve, as peças que compõem o sistema orçamentário e o cronograma legal a ser cumprido pelos entes federativos.

1.2 Receita pública e a Lei n° 4.320 de 1964

A Receita pública corresponde ao recolhimento efetuado para o erário através de numerário ou espécie de bem que representa valor. Ela poderia advir tanto de direitos legais de recebimentos como poderia ser obtida para objetivo específico, podendo pertencer ou não ao ente público (Peceguini, 2001).

Do ponto de vista genérico, a receita pública pode ser compreendida como o montante de recursos, dado em um período financeiro, que irá possibilitar que o ente público satisfaça o cumprimento das despesas públicas que estejam sob a sua responsabilidade (Franco, 1988). Bujanda (1987) atribui à receita pública definição ainda mais concisa, ao sustentar que esta pode ser compreendida como o somatório, em dinheiro, daquilo que o Estado e os outros entes públicos obtém para a cobertura de seus gastos.

De acordo com a Lei n° 4.320, de 17 de março de 1964, a Receita Pública pode ser enquadrada tanto na categoria orçamentária como extra-orçamentária. No primeiro caso, têm-se as receitas que se encontram no orçamento e, adicionalmente, os valores das operações de crédito já validadas em Lei. No

segundo caso, encontram-se as receitas correspondentes a meras entradas compensatórias.

Esta mesma Lei determina, em seu capítulo 2, art. 11, a classificação econômica da Receita Pública:

“Art. 11. A receita classificar-se-á nas seguintes categorias econômicas: Receitas Correntes e Receitas de Capital.

§1º- São Receitas Correntes as receitas tributárias, de contribuições, patrimonial, agropecuária, industrial, de serviços e outras e, ainda, as provenientes de recursos financeiros recebidos de outras pessoas de direito público ou privado, quando destinadas a atender despesas classificáveis em Despesas Correntes.

§2º- São Receitas de Capital as provenientes de realização de recursos financeiros oriundos de constituição de dívidas; da conversão, em espécie, de bens e direitos; os recursos recebidos de outras pessoas de direito público ou privado, destinadas a atender despesas classificáveis em Despesas de Capital e, ainda, o superávit do Orçamento Corrente.”¹

As receitas de capital apresentariam como resultado final a geração de bens de capital, o que teria como conseqüência uma mudança patrimonial do ente público. Já as receitas correntes estariam relacionadas às transações efetivadas pela esfera governamental, de forma direta ou mediante os órgãos da administração indireta e/ou autarquias. Diferentemente do caso anterior, as receitas correntes não promoveriam a alteração do patrimônio do ente em questão.

Determinadas as categorias econômicas, o § 4º do artigo 11 da Lei nº 4320/64, dispõe sobre a classificação econômica da Receita Pública:

“§4º- A classificação da receita obedecerá ao seguinte esquema:

Receitas Correntes:

Receita Tributária;

¹ Redação dada pelo Decreto-lei nº 1.939, de 20.5.1982.

Impostos;

Taxas;

Contribuição de Melhoria.

Receita de Contribuições;

Receita Patrimonial;

Receita Agropecuária;

Receita Industrial;

Receita de Serviços;

Transferências Correntes;

Receitas de Capital:

Operações de Crédito;

Alienação de Bens;

Amortização de Empréstimos;

Transferências de Capital;

Outras Receitas de Capital.¹²

1.3 Previsão de Receita e a Lei Complementar nº 101

Para que as fontes de receita sejam efetivamente materializadas nos cofres públicos, as gestões fazendárias dos entes federativos devem seguir determinadas etapas. A primeira seria a da previsão da receita. A segunda, a de lançamento ou declaração do valor a ser recolhido. E a terceira, a da arrecadação e recolhimento.

² Redação dada pelo Decreto-lei nº 1.939, de 20.5.1982. Um maior detalhamento destas receitas encontra-se no anexo III da Lei nº 4320/64.

Muitas vezes, a estimativa a ser feita no primeiro passo é entendida como o valor potencial a ser arrecadado pelos cofres públicos. No entanto, os conceitos de previsão e de potencial de arrecadação são distintos. Somente em uma situação ideal é que eles indicariam os mesmos valores.

Isto se verifica pois o potencial de arrecadação pode ser compreendido como o montante ideal de arrecadação, correspondente ao que seria alcançado caso não houvesse inadimplência, sonegação e elisão fiscal, por exemplo. Para ser determinado este potencial, seria necessária a definição de variáveis como o PIB tributável e as alíquotas efetivas, que são de difícil avaliação. Já a previsão das receitas deve ser compreendida como uma expectativa do montante a ser efetivamente recolhido pelos cofres públicos. Para se determinar esta expectativa, estima-se a arrecadação futura por intermédio de técnicas a serem aplicadas à série histórica de uma receita específica (Peceguini, 2001).

A primeira etapa de realização das receitas ganhou, a partir de meados da década de 1990, uma importância crescente no planejamento fazendário, tendo a sua importância reforçada pela Lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000.

Esta Lei, mais conhecida como Lei de Responsabilidade Fiscal, teve sua concepção relacionada ao processo de descentralização do Estado Brasileiro, no qual os governos locais ganharam autonomia tanto na obtenção de recursos como na definição de como estes seriam aplicados (Afonso, Araújo e Ferreira, 2002).

Esta Lei definiu um conjunto de normas de finanças públicas que buscaram maximizar a responsabilidade na gestão fiscal (Giambiagi e Além, 2000). Esta responsabilidade poderia ser compreendida como o reforço ao planejamento da ação governamental, o respeito aos limites de despesas e de endividamento, e a busca do equilíbrio entre receitas e despesas (Guedes, 2001).

No que se refere ao planejamento, um dos princípios ressaltados pela Lei foi o de que os municípios passaram a ter que adotar controles mais apurados sobre suas receitas, cobrando os tributos que sejam de sua competência constitucional,

efetuando previsões e acompanhando a evolução entre realizado e projetado (Oliveira, 2000). Este ponto se apresenta no capítulo III, artigos 11 e 12, da Lei Complementar n° 101:

“Art. 11- Constituem requisitos essenciais da responsabilidade na gestão fiscal a instituição, previsão, e efetiva arrecadação de todos os tributos da competência constitucional do ente da federação.

*Parágrafo único: É vedada a realização de transferências voluntárias para o ente que não observe o disposto no **caput**, no que se refere aos impostos.*

Art. 12- As previsões de receita observarão as normas técnicas e legais, considerarão as alterações na legislação, da variação do índice de preços, do crescimento econômico ou de qualquer outro fator relevante, e serão acompanhadas de demonstrativo de sua evolução nos últimos três anos, da projeção para os dois seguintes àquela a que se referirem, e da metodologia de cálculo e premissas utilizadas.

§ 1º - Reestimativa da receita por parte do Poder Legislativo só será admitida se comprovado erro ou omissão de ordem técnica ou legal.

§ 2º - O montante previsto para as receitas de operações de crédito não poderá ser superior ao das despesas de capital constantes no projeto de lei orçamentária.

§ 3º - O Poder Executivo de cada ente colocará à disposição dos demais Poderes e do Ministério Público, no mínimo trinta dias antes do prazo final para encaminhamento de suas propostas orçamentárias, os estudos e as estimativas das receitas para o exercício subsequente, inclusive da corrente líquida, e as respectivas memórias de cálculo.”

1.4 Projetos de Leis Orçamentárias e Cronograma de atendimento

Uma das peças que integra o planejamento fiscal de cada esfera governamental é o sistema orçamentário. Este guardaria correspondência com o planejamento efetivado por particulares, posto que, com maior ou menor rigor, os indivíduos também determinam as suas receitas e, com isto, estabelecem suas prioridades de atendimento (Bastos, 2001).

Do ponto de vista conceitual, o Orçamento pode ser entendido como uma previsão anual das despesas a serem realizadas pelos entes públicos e dos procedimentos que tem como finalidade dar cobertura a estas, abrangendo, também, normas que limitam o poder financeiro dos entes da Federação (Franco, 1998).

As despesas, neste contexto, poderiam ser compreendidas como a aplicação, em valores monetários, pelo agente público ou autoridade competente, mediante autorização do poder legislativo, de finalidades determinadas pela esfera governamental (Baleeiro, 1981).

No Brasil, a adoção legal deste sistema ocorreu com o decreto-lei nº 200, de 25 de fevereiro de 1967. Este decreto-lei definiu que a atividade de planejamento deveria ser vista como princípio fundamental na determinação da atividade pública federal (Giacomini, 1996). O quadro 1.1 traça um paralelo entre este Decreto-lei e a legislação atual³.

Quadro 1.1: Comparativo Decreto lei e Legislação atual

Decreto-lei nº 200/67	Legislação atual
Plano Geral de Governo	Programa de Governo Avança Brasil
Programas gerais, setoriais e regionais de duração plurianual	PPA das entidades governamentais
Orçamento-programa anual	LOA das entidades governamentais
-	LDO das entidades governamentais

Fonte: Nascimento (2001)¹⁶

De acordo com a legislação atual, portanto, três peças compõem o sistema orçamentário. Estas seriam: o Plano Plurianual (PPA); a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO); e a Lei de Orçamento anual (LOA). Dentre estas peças, o Decreto-lei nº 200/67 somente não previa a elaboração de um plano que fizesse referência à LDO, criada na Constituição de 1988.

De acordo com o artigo 156 da Constituição Federal, a elaboração destas três peças orçamentárias fica a cargo do Poder Executivo. Isto se encontra explicitado

na Lei Orgânica do Município do Rio de Janeiro, que em seu artigo 254, com a redação dada pela emenda n° 12/2002, dispõe que:

“Art. 254 – São leis de iniciativa do Poder Executivo as que estabelecerão:

- I plano plurianual ;
- II as diretrizes orçamentárias;
- III orçamento anual.

§1º- A lei que instituir o plano plurianual estabelecerá, de forma regionalizada, as diretrizes, objetivos e metas da administração pública para as despesas de capital e outras dela decorrentes e para as relativas aos programas de duração continuada..

§2º- A lei de diretrizes orçamentárias compreenderá as metas e prioridades da administração pública municipal, incluindo as despesas de capital para o exercício financeiro subsequente, orientará a elaboração da lei orçamentária anual e disporá sobre as alterações na legislação tributária..

§3º- A lei orçamentária anual compreenderá:

I- o orçamento fiscal referente aos Poderes Municipais, seus fundos, órgãos e entidades da administração direta, indireta e fundacional;

II- o orçamento de investimento das empresas em que o Município, direta ou indiretamente, detenha a maioria do capital social com direito a voto;

III- o orçamento da seguridade sócia, abrangendo todas as entidades e órgãos a ela vinculados, da administração direta ou indireta, bem como os fundos e fundações instituídos e mantidos pelo Poder Público”

De forma resumida, o PPA (art. 254, I) pode ser compreendido como um instrumento de planejamento de médio prazo, a ser elaborado no primeiro ano de mandato e a ser executado nos quatro anos seguintes. Este Plano contém um

³ Nascimento, C. *Elaboração das diretrizes orçamentárias e do orçamento*. Rio de Janeiro: IBAM, 2001, Pg.16

anexo de metas plurianuais da política fiscal que deve incluir, necessariamente, as estimativas plurianuais de receitas⁴.

Um importante aspecto a ser realçado do PPA é que os investimentos a serem executados em períodos superiores a de um exercício financeiro somente poderão ser iniciados caso estejam inseridos no Plano ou sejam incluídos neste por intermédio de autorização legal. Caso este preceito não seja levado em consideração, observa-se a possibilidade de responsabilização criminal do agente público (Silva, 2000).

A LDO (art. 254, II), por sua vez, foi criada na Constituição de 1988, tendo como princípio dar maior transparência ao processo de elaboração orçamentária (Nascimento, 2001). Com esta Lei, o Legislativo passou a interferir no processo decisório, participando de forma mais ativa na condução das finanças do setor público (Giacomini, 1996).

A elaboração desta peça orçamentária observa critérios legais, devendo seu conteúdo estar contemplado tanto no planejamento definido anteriormente no PPA como na LOA, que será o instrumento orçamentário legal que lhe sucederá (Nascimento, 2001).

Já a LOA (art. 254, III) tem seus princípios, conteúdo, forma, prazo para envio ao Legislativo, vedações, condições e emendas determinadas tanto pela Constituição Federal como por outras Leis. Destacam-se, dentre estas, os procedimentos orçamentários dispostos na Lei Federal n° 4320/64, Lei Complementar 101/01 e na Lei Orgânica Municipal. Seu objetivo é o estabelecimento da ligação entre o planejamento e a execução física e financeira das ações de Estado (Nascimento, 2001).

Um aspecto relevante que diferencia o PPA da LDO e da LOA refere-se à periodicidade. Enquanto o PPA é elaborado somente no primeiro ano de gestão, tanto a LDO como a LOA devem ser elaborados anualmente. No entanto, estas

⁴ Devem estar inseridas, também, neste anexo, estimativas plurianuais de despesas, resultado primário e

três peças orçamentárias apresentam restrições em relação ao prazo de envio ao Legislativo. No caso do município do Rio de Janeiro, os respectivos prazos estão determinados no artigo 258 de sua Lei Orgânica, com a redação dada pela emenda n° 12, de 2002:

“Art 258- Os projetos de lei do plano plurianual, das diretrizes orçamentárias e do orçamento anual serão enviados pelo Prefeito à Câmara Municipal, nos termos da lei complementar a que se refere o art. 165, § 9°, da Constituição da República.

*Parágrafo Único. Até a entrada em vigor da lei complementar mencionada no **caput**, serão obedecidas as seguintes regras:*

- I. o projeto de plano plurianual, para a vigência até o final do primeiro exercício financeiro do mandato executivo subsequente, será encaminhado até quatro meses antes do encerramento do primeiro exercício financeiro e devolvido para sanção até o encerramento da sessão legislativa;*
- II. o projeto de lei de diretrizes orçamentárias será encaminhado até oito meses e meio antes do encerramento do exercício financeiro e devolvido para sanção até o encerramento do primeiro período da sessão legislativa; e*
- III. o projeto de lei orçamentária será encaminhado até três meses antes do encerramento do exercício financeiro e devolvido para sanção até o encerramento da sessão legislativa”*

O PPA deve, portanto, ser enviado somente no primeiro ano de mandato, tendo como data limite o término do mês de agosto. Já a LDO e a LOA devem ser enviadas anualmente, com a primeira Lei apresentando como data limite de envio 15 de abril e a segunda 30 de setembro. Cabe salientar que o projeto da LOA somente poderá ser remetido ao Legislativo após o projeto da LDO ser aprovado. Isto porque o Orçamento-Programa Anual deve ser elaborado em função do que for aprovado nesta última Lei.

Dentre as diferentes funções a serem desempenhadas pelas Leis orçamentárias, uma das principais é a estimativa de valores futuros de arrecadação. Esta estimativa é que irá definir, dado que o Orçamento pressupõe equivalência entre despesas e receitas, o volume de dispêndios em um exercício financeiro.

A importância da previsão da arrecadação não se esgota em si mesma. A Lei Complementar 101/01 determinou que o chefe do poder executivo passasse a ser obrigado a prestar contas periodicamente. Dentre os itens que têm de ser avaliados, o art. 58 estatui a análise do desempenho da arrecadação efetiva em relação à previsão.

A etapa da previsão das receitas orçamentárias deve, portanto, buscar o menor erro possível. Em relação a isto, dois pontos devem ser considerados. Primeiro, a possibilidade de se verificar erro na previsão é razoável, posto que as estimativas inseridas na LOA devem ser feitas com meses de antecedência do próximo exercício financeiro. Segundo, e diante da possibilidade não desprezível de erro, a previsão das receitas deve ser conservadora, pois desta forma se evitará que seja fixado um montante de gastos públicos superior ao total de recursos esperados (Peceguini, 2001).

Capítulo 2 – O Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza

“Neste mundo nada pode ser dado como certo à exceção da morte e dos impostos”

Benjamin Franklin

2.1 Introdução

Este capítulo tem como objetivo principal analisar as características do Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS).

No item 2.2, apresenta-se o conceito de tributo, destacando-se aqueles de competência municipal, suas definições legais, e alguns de seus aspectos. Este item ressalta também, dentre os tributos, os impostos. Já o item 2.3 tem como foco as características estruturais da arrecadação do ISS no Município do Rio de Janeiro.

2.2 Receita Tributária municipal

2.2.1 O Conceito de Tributo e os Tributos de Competência Municipal

O artigo 9 da Lei n° 4.320, de 1964 estatui que:

“Art 9- Tributo é a receita derivada⁵, instituída pelas entidades do direito público, compreendendo os impostos, taxas e contribuições nos termos da Constituição e das leis vigentes em matéria financeira, destinando-se o seu produto ao custeio de atividades gerais ou específicas exercidas por essas entidades”.

Já o Código Tributário Nacional (CTN), em seu artigo 3°, dispõe que:

“Art 3- Tributo é toda prestação pecuniária compulsória, em moeda ou cujo valor nela se possa exprimir, que não constitua sanção de ato ilícito, instituída em lei e cobrada mediante atividade administrativa plenamente vinculada”.

Ao se analisar de forma separada os trechos do artigo 3° do CTN, constatam-se os seguintes pontos: somente são tributos as obrigações de pagamento em

⁵ Receita derivada é aquela que advém do patrimônio de particulares.

dinheiro; o tributo deve sempre exibir uma correspondência em termos monetários; deve, ainda, sempre pressupor atos geradores lícitos, o que exclui multas, por exemplo; necessariamente é instituído por lei ou por ato de mesma força, excluindo-se, desta forma, obrigações derivadas de contrato; e sua cobrança não pode ser dada por ato discricionário (Bastos, 2001).

Moreno (1988) aponta três aspectos fundamentais do tributo. Primeiro, trata-se de um instrumento utilizado pela administração pública para obter ingressos que servem para cobrir as suas despesas quando estas não podem ser atendidas por seu patrimônio. Segundo, a competência para a sua cobrança é privativa do Estado⁶. Terceiro, sua arrecadação deve estar atrelada à satisfação dos encargos públicos orçamentários.

Neste contexto, os tributos de competência própria são uma das principais origens de recursos para os municípios brasileiros. Para Bastos (2001), a possibilidade de vir a instituí-los providencia um pilar de sustentação à Federação, posto que possibilita uma relativa autonomia econômica e financeira para os entes federativos.

A possibilidade de instituí-los se encontra definida na Constituição de 1988, que, em seu art. 145, dispõe sobre três modalidades de tributos⁷ que compõem o sistema tributário brasileiro:

“Art. 145 – A União, os Estados, o Distrito Federal e os Municípios poderão instituir os seguintes tributos:

I- impostos;

II- taxas ,em razão do exercício do poder de polícia ou pela utilização, efetiva ou potencial, de serviços públicos específicos e divisíveis, prestados ao contribuinte ou postos a sua disposição;

⁶ No caso brasileiro, o poder de tributação é exclusivo da União, Estados, Distrito Federal e Municípios.

⁷ Existem outras duas modalidades de tributos: empréstimos compulsórios, definidos no art. 148 da Constituição Federal; e contribuições sociais de intervenção no domínio econômico, disposta no art. 149. Como estas não possuem relevância para as finanças do município do Rio de Janeiro, não serão apresentadas em detalhes.

III- contribuição de melhoria, decorrente de obras públicas.

§1º- Sempre que possível, os impostos terão caráter pessoal e serão graduados segundo a capacidade econômica do contribuinte, facultado à administração tributária, especialmente para conferir efetividade a esses objetivos, identificar, respeitados os direitos individuais e nos termos da lei, o patrimônio, os rendimentos e as atividades econômicas do contribuinte.

§2º- As taxas não poderão ter base de cálculo própria de impostos.”

2.2.2 Contribuição de melhoria e Taxas

Em relação à contribuição de melhoria, o artigo 81 do CTN dispõe que:

“Art 81- A contribuição de melhoria cobrada pela União, pelos Estados, pelo Distrito Federal ou pelos Municípios, no âmbito de suas respectivas atribuições, é instituída para fazer face ao custo de obras públicas de que decorra valorização imobiliária, tendo como limite total a despesa realizada e como limite individual o acréscimo de valor que da obra resultar para cada imóvel beneficiado.”

A contribuição de melhoria representa, na média, apenas 1% da receita tributária dos municípios. Em território nacional, a arrecadação anual *per capita* é de R\$ 0,84, cerca de 73% dos municípios não efetuam a cobrança, e 87% dos que cobram arrecadam menos de R\$ 1,00 por habitante (Khair e Vignoli, 2001).

Parte deste valor baixo de arrecadação é explicado pela dificuldade de se estabelecer critérios de rateio para se estipular a valorização do imóvel devido à realização de uma obra pública. Para diminuir esta dificuldade, grande parte dos municípios utiliza como critérios de rateio tanto o valor venal do imóvel como a proximidade deste ao local da obra.

Já as taxas podem ser, de acordo com o art. 77 do CTN, instituídas por dois motivos, quais sejam:

“Art. 77 – As taxas cobradas pela União, pelos Estados, pelo Distrito Federal ou pelos Municípios, no âmbito de suas respectivas atribuições, têm como fato gerador o exercício

regular do poder de polícia, ou a utilização, efetiva ou potencial, de serviço público específico e divisível, prestado ao contribuinte ou posto à sua disposição.

Parágrafo único. A taxa não pode ter base de cálculo ou fato gerador idênticos aos que correspondam a imposto, nem ser calculada em função do capital das empresas.”

Em relação ao exercício do poder de polícia, o CTN, em seu art. 78, determina que:

“Art. 78 - Considera-se poder de polícia atividade da administração pública que, limitando ou disciplinando direito, interesse ou liberdade, regula a prática de ato ou abstenção de fato, em razão de interesse público concernente à segurança, à higiene, à ordem, aos costumes, à disciplina da produção e do mercado, ao exercício de atividades econômicas dependentes de concessão ou autorização do Poder Público, à tranqüilidade pública ou ao respeito à propriedade e aos interesses individuais dos coletivos.”

As taxas representam cerca de 20% da receita tributária municipal. O percentual de municípios que não as cobram é baixo, atingindo aproximadamente 6,7%. No território nacional, a arrecadação municipal anual por habitante é igual a R\$ 5,4. De todos os municípios que cobram taxas, 40% arrecadam menos de R\$ 1,00 *per capita* ao ano (Khair e Vignoli, 2001).

O debate maior reside na possibilidade (ou não) de cobrança de taxas pela utilização de serviço público. As discussões jurídicas estão centradas nas interpretações dos conceitos de especificidade e divisibilidade, pressupostos para a cobrança legal de uma determinada taxa.

No entendimento do Supremo Tribunal Federal, serviços de iluminação pública, coleta de lixo e limpeza pública não podem ser cobrados por intermédio de taxas, dado que eles são destinados à comunidade, e não individualmente a cada contribuinte. Desta forma, a cobrança da taxa seria indevida em função destes serviços não poderem ser utilizados em separado por cada usuário.

Esta interpretação jurídica, cabe salientar, vem limitando em muito a possibilidade dos municípios virem a cobrar taxas pelo uso potencial ou efetivo de serviços

públicos. Para evitar perda potencial de arrecadação, os municípios tentam instituir a figura da contribuição para estes serviços. Com isto, não ficam sujeitos à discussão jurídica sobre os princípios da especificidade e, principalmente, divisibilidade⁸.

2.2.3 Impostos

O CTN, em seu art. 16, define imposto como sendo:

“Art. 16- o tributo cuja obrigação tem por fato gerador uma situação independente de qualquer atividade estatal específica, relativa ao contribuinte”.

Eles podem ser, de acordo com a sua base econômica, divididos em três grandes categorias. A primeira seria a dos impostos sobre a riqueza ou patrimônio. A segunda, a dos impostos sobre a renda. Já a terceira, a dos impostos sobre vendas de mercadorias e serviços (Rezende, 2001).

Giambiagi e Além (2000, p. 251) argumentam que *“a teoria tradicional das finanças públicas estabelece que o governo federal é responsável pela arrecadação de alguns impostos característicos, principalmente sobre a renda, o comércio exterior, os de caráter regulatório e alguns impostos específicos. De um modo geral, são impostos que requerem um certo grau de centralização administrativa que facilite a cobrança- caso do IR, por exemplo- ou que afetam as políticas do país como um todo – caso dos impostos sobre o comércio exterior. Em contrapartida, os governos locais assumem a responsabilidade pela tributação do patrimônio físico –IPTU- e costumam recolher diretamente certos impostos incidentes sobre a renda de serviços. Entre a esfera maior de governo- a União- e o poder local, os estados, tipicamente, coletam impostos sobre o consumo e a circulação de bens”.*

Este princípio teórico é validado na Constituição Federal, que distingue as competências de instituição de impostos dos entes da federação. Em seu art.153,

⁸ Um exemplo claro é a instituição da cobrança da contribuição pela iluminação pública. Antes, os municípios cobravam uma taxa por este serviço.

ela define os impostos que cabe à União instituir⁹. Em seu art. 155, determina aqueles que são de competência estadual¹⁰. Já em seu art. 156, com a redação dada pela emenda constitucional n° 3 de 1993, a carta magna dispõe sobre os impostos que os municípios têm a competência de cobrar:

“Art. 156- Compete aos Municípios instituir impostos sobre:

I- propriedade predial e territorial urbana;

*II- transmissão **inter vivos**, a qualquer título, por ato oneroso, de bens imóveis, por natureza ou acessão física, e de direitos reais sobre imóveis, exceto os de garantia, bem como cessão de direitos a sua aquisição;*

III- serviços de qualquer natureza, não compreendido no art. 155, II, definidos em lei complementar.”

2.2.3.1 O Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU)

O inciso I do art. 156 da Constituição Federal diz que o IPTU somente pode incidir sobre a propriedade de terrenos e edificações que estejam localizadas na zona urbana municipal. Adicionalmente, de acordo com Emenda Constitucional n° 29 de 2000, este Imposto pode apresentar a característica de progressividade. Isto significa que podem incidir alíquotas mais elevadas sobre imóveis que apresentem maiores valores de mercado.

Estas alíquotas podem, também, de acordo com o mesmo art. 156 da Constituição Federal, diferir em relação à localização e ao uso do imóvel. Este fato permite que os Municípios definam alíquotas diferentes para este imposto em função de regiões em que se localizam os imóveis e de acordo com o uso ou destinação do imóvel (residencial, comercial ou industrial).

⁹ Imposto sobre importação de produtos estrangeiros, sobre exportação de produtos nacionais ou nacionalizados, sobre a renda e proventos de qualquer natureza, sobre produtos industrializados, sobre operações de crédito, sobre propriedade territorial rural, e sobre grandes fortunas.

¹⁰ Imposto sobre transmissão *causa mortis* e doação de quaisquer bens ou direitos, sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação, e sobre a propriedade de veículos automotores.

Os Municípios possuem, adicionalmente, o direito de, observados os princípios constitucionais, fixar as alíquotas de IPTU. Em relação a este fato, se houver a instituição por Lei Complementar de alíquotas que estejam em conflito com a Lei Municipal, prevalecem as vigentes nesta última, posto que a Constituição Federal de 1988 não dispõe que a fixação das alíquotas de IPTU seja atribuição de Lei Complementar (Ferreira, 2001).

Para Rezende (2001), as vantagens teóricas relacionadas ao argumento de que a imobilidade da base tributária constitui justificativas para que este imposto seja de competência da esfera municipal relaciona-se a três aspectos principais. Primeiro, minimiza possíveis conflitos de competência para cobrança de tributo. Segundo, concede maior autonomia local. E, terceiro, refere-se a possível associação entre a base da natureza do tributo e prestação de serviços locais.

No entanto, não se pode dizer que é uma tarefa fácil para os municípios a cobrança do IPTU, pelo contrário. De forma resumida, pode-se dizer que este imposto não é fácil de ser cobrado pois pressupõe um mínimo de organização municipal para atualização do cadastro de cobrança (Khair e Vignoli, 2001).

Isto se mostra pelos números de arrecadação. Apesar do IPTU ser o segundo imposto mais relevante na estrutura das receitas tributárias municipais, representando cerca de 32% destas, seus valores de cobrança em território nacional ainda são bastante reduzidos. A média aritmética das cobranças, em valores de julho de 1998, atingiu apenas R\$ 9,2 por habitante ao ano, o que significa algo em torno de R\$ 0,8 ao mês. Do total dos municípios em que existe a cobrança deste imposto, 40,6 % cobram menos de R\$ 1,00 por habitante por ano e uma parcela superior a 50 % destes não cobra um valor *per capita* anual superior a R\$ 2,00 (Khair e Vignoli, 2001).

Mesmo sendo a receita *per capita* do IPTU em território nacional ainda baixa, assistiu-se na década de 90 a uma elevação da arrecadação deste imposto. Para que se tenha uma idéia, a receita de IPTU, nos anos 80, chegou a representar cerca de 50% da receita tributária municipal. Já ao final desta década, esta

participação relativa atingiu cerca de 10 a 20%. Em fins dos anos 90, mostrando uma recuperação, passou a representar cerca de 1/3 da receita tributária municipal, independentemente do tamanho do município.

No caso brasileiro, deve-se destacar que se trata de um imposto particularmente relevante nas grandes cidades e capitais. E isto se relaciona ao fato destas cidades apresentarem base tributária maior, burocracia mais eficiente, e poder político mais forte dos prefeitos (Giambiagi e Além, 2001).

Para alavancar a receita deste imposto, as prefeituras devem centrar o foco de análise em três peças fundamentais, quais sejam: valor venal do imóvel¹¹; alíquota a ser aplicada; e cadastro dos terrenos e edificações situados na zona urbana municipal.

O valor venal do imóvel é a base de cálculo deste imposto. Este valor é atribuído pelas prefeituras para cada um dos imóveis situados em seu perímetro urbano, obedecendo-se critérios legais. No caso de uma casa, este valor seria a soma do valor do terreno com o da área construída. Para ganhos de eficiência na arrecadação, torna-se imprescindível, portanto, que a Planta de Valores esteja sendo constantemente reavaliada.

2.2.3.2 O Imposto sobre a Transmissão de Bens imóveis (ITBI)

De acordo com o artigo 156 da Constituição Federal, § 2º, inciso II, a localização do bem imóvel é que define o Município que tem a competência para instituir o ITBI. Isto permanece válido mesmo que o proprietário não resida ou não possua domicílio neste determinado Município.

Dois importantes aspectos devem ser ressaltados em relação à base de incidência deste imposto. Primeiro, que ele incide somente sobre a transmissão de bens imobiliários *inter vivos*. Ou seja, as transmissões e/ou doações *causa mortis* não

¹¹ Como lembra Rezende (2001, p. 245), existem duas alternativas básicas para a base de cobrança do IPTU: valor locativo (renda anual) e valor venal da propriedade (valor de capital). O critério do valor venal é adotado nos Estados Unidos, Canadá, Alemanha, Áustria, Dinamarca, e no Brasil a partir de 1967. Já a tributação sobre o valor locativo é adotado, por exemplo, na Inglaterra, Irlanda, Israel e Nova Zelândia.

estão incluídas na base de incidência deste Imposto. Segundo, a incidência deve vincular-se ao envolvimento de algum ato oneroso¹².

Levando-se em consideração estes aspectos, o ITBI incide sobre a transmissão de bens imóveis por acessão física (edificações) ou por natureza (terrenos, por exemplo). Incide, também, sobre as transmissões de direitos reais sobre imóveis (constituição de usufruto é um exemplo) e, adicionalmente, sobre a cessão de direitos à sua aquisição (um exemplo que poderia ser dado seria a cessão de direitos relativos a uma promessa de compra).

O contribuinte de ITBI é, portanto, o indivíduo, e não uma empresa ou setor de atividade (Rezende, 2001). Insere-se na classe dos tributos que incidem sobre a venda de ativos reais, tendo como base econômica a renda (Giambiagi e Além, 2001).

O ITBI representa cerca de 7% da receita tributária dos municípios do território brasileiro. Mesmo apresentando uma menor importância relativa, é cobrado em mais municípios que o IPTU. Enquanto 10,6% dos municípios não cobram este imposto, 8,5% deixam de cobrar o ITBI. Os indicadores de arrecadação, no entanto, são baixos. Em cerca de 44% dos municípios o valor arrecadado *per capita* é inferior a R\$ 1,00 anual. Em território nacional, este valor atinge R\$ 2,9 por habitante ao ano.

Para o crescimento da receita deste imposto, as prefeituras devem buscar definir o valor correto para o imóvel transacionado. Este fato faz com que tenha que ser atribuída grande relevância à Planta de Valores, de maneira que se busque a definição de valores venais dos imóveis os mais próximos possíveis da realidade (Khair e Vignoli, 2001).

¹² Por ato oneroso entende-se aquele em que existam ônus para ambas as partes. Um exemplo de contrato oneroso é o caso de compra e venda de imóveis.

2.2.3.3 O Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS)

De acordo com o inciso III do art. 156 da Constituição Federal, a instituição do ISS por parte dos Municípios deve observar determinados requisitos.

A primeira condição é que estes entes da federação não podem cobrar este Imposto sobre os serviços que se encontram sujeitos à cobrança do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS).

De acordo com o art. 155, inciso II, da Carta Magna de 1988, os serviços sujeitos à incidência do ICMS são: transporte interestadual; intermunicipal; e comunicação. A segunda condição a ser satisfeita é que os Municípios somente podem instituir este Imposto sobre os serviços que estejam previstos em lei complementar editada pela União¹³.

O ISS é um imposto que onera o consumo, tal como o ICMS, o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), as contribuições sociais para o financiamento da seguridade social (Cofins e PIS-PASEP), o Imposto sobre Importação e o Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) (Rezende, 2001).

No caso dos municípios, é o componente mais relevante na estrutura das receitas tributárias próprias municipais, representando em torno de 40% desta. Isto se deve em grande parte ao fato de que é o setor de serviços o que apresenta maiores taxas de crescimento no Brasil, além de ter o maior potencial de cobrança.

¹³ Ferreira (2001, p.13) define, de forma concisa, as regras a serem seguidas para a instituição da cobrança de ISS. Resumidamente, *“a verificação da incidência do ISS segue as seguintes regras: 1- se o serviço estiver sujeito à incidência do ICMS, não poderá haver a incidência do ISS; 2- se o serviço não estiver sujeito à incidência do ICMS e não constar na Lei Complementar, não haverá a incidência do ISS;*

Porém, mesmo sendo o tributo municipal mais importante, com apenas 6,4% dos municípios não efetuando a sua cobrança, a arrecadação de ISS em território nacional ainda é baixa. Para que se tenha uma idéia, em 44% dos municípios a receita anual *per capita* é inferior a R\$ 1,00. Em termos nacionais, a receita média habitante/ano é de tão somente R\$ 5,80 (Khair e Vignoli, 2001).

Para que a arrecadação deste imposto seja alavancada, com a receita efetiva ficando o mais próximo possível da receita potencial, a atualização do cadastro de contribuintes é o primeiro instrumento. Com isto, a gestão fazendária fará uma tributação não somente segura como, também, eficiente.

2.3 Características estruturais da arrecadação do Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS)¹⁴

2.3.1 Arrecadação por código de receita

O código de receita serve como um instrumental de contabilização da receita. No caso do Município do Rio de Janeiro, são utilizados cerca de 20 (vinte) códigos, que se distinguem em função das diferentes formas de apropriação financeira da receita.

O elevado grau de concentração da arrecadação se mostra pelo fato de um percentual aproximado de 80% da receita financeira se encontrar em apenas um código de receita, um percentual superior a 90% da receita financeira ser apropriado por tão somente 3 (três) destes códigos e um valor em torno de 95% ser contabilizado por apenas 5 (cinco).

3- se o serviço não estiver sujeito à incidência do ICMS e constar na lista da Lei Complementar, incidirá o ISS, desde que haja lei municipal instituindo o imposto sobre o serviço.”

¹⁴Os dados utilizados nesta seção foram obtidos junto à Coordenadoria do Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS) da Secretaria Municipal de Fazenda (Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro). Os nomes dos contribuintes serão mantidos em sigilo.

Os percentuais dos códigos de receita na arrecadação total, no período compreendido entre 1997 e 2000, são mostrados na tabela 2.1.

Tabela 2.1: Proporção da Arrecadação de ISS por código de receita.

R\$ mil constantes dez/00

CÓDIGO DE RECEITA		1997	1998	1999	2000
101-5	ISS SOBRE MOVIMENTO ECONOMICO	81,3%	79,7%	79,7%	79,9%
109-0	ISS - RETENCAO DE TERCEIROS	7,6%	8,2%	8,7%	8,4%
107-4	ISS PARCELAMENTO ESPONTANEO	3,2%	2,9%	3,3%	2,3%
110-4	ISS - SUBSTITUICAO	2,0%	1,8%	1,8%	1,6%
116-3	ISS - EMPR PERMISS DE TRANSP DE PASSAG	0,0%	0,0%	0,0%	1,5%
103-1	ISS ESTIMATIVA	2,9%	3,0%	2,8%	1,1%
112-0	ISS NL INCLUSAO PREDIAL	0,7%	0,8%	1,0%	1,1%
102-3	ISS AUTONOMO	0,8%	0,7%	0,7%	0,8%
000-0	Ignorado	0,3%	0,3%	0,7%	0,8%
108-2	ISS PARCELAMENTO DE A.I.	0,9%	0,8%	0,7%	0,7%
106-6	ISS AUTO DE INFRACAO	0,2%	1,4%	0,1%	0,7%
113-9	REPARCELAMENTO ESPONTANEO	0,0%	0,1%	0,3%	0,5%
104-0	ISS SOCIEDADE UNIPROFISSIONAL	0,1%	0,1%	0,1%	0,5%
114-7	ISS REPARCELAM DE AUTO DE INFRACAO	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%
105-8	ISS PESSOA FISICA EQUIPARADA A EMPR	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
115-5	ISS ESTIMATIVA - EVENTOS	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
100-7	ISS	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
111-2	ISS - DEBITO AUTONOMO	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Total de ISS		100%	100%	100%	100%

Dentre os principais códigos de receita, o código 101-5 (movimento econômico) se refere à receita financeira decorrente da aplicação de uma alíquota sobre o somatório dos valores apurados dos serviços prestados pelo contribuinte direto.

O código 109-0 (retenção de terceiros) se relaciona à receita recolhida não do prestador de serviço, mas do usuário, que é o contribuinte por imposição legal. Este usuário, ao aplicar uma alíquota específica sobre o valor do serviço que utilizou, se vê obrigado por lei a recolher o total do imposto devido.

O código 107-4 (parcelamento espontâneo) é o mecanismo contábil para apropriar a receita daquele contribuinte inadimplente com o Tesouro Municipal que se submete, pela própria vontade, a quitar os valores devidos de forma parcelada. A Coordenadoria do imposto revisa este valor, acrescentando sobre este os juros de mora ¹⁵.

¹⁵ A incidência de multa somente se justificaria caso a fiscalização, em trabalho de campo, verificasse a inadimplência do contribuinte. Este não é o caso.

O código 110-4 (substituição) é semelhante, do ponto de vista técnico, com o código 109-0. Trata-se, também, de receita financeira apropriada de um contribuinte indireto, em regra o usuário do serviço. O contribuinte é, portanto, um sujeito passivo¹⁶, responsável pelo recolhimento de ISS por um dispositivo legal.

O contribuinte do código 116-3 (Empr. Perm. de transp. de passageiros) é aquele que está credenciado junto ao município para prestar serviço de transporte de passageiros. São contribuintes diretos, recolhendo um montante proporcional ao valor do serviço por eles prestados.

2.3.2 Arrecadação por setores de atividade

A tabela 2.2 mostra a arrecadação do ISS pelos principais setores de atividade nos anos de 1997, 1998, 1999 e 2000. Todos os valores estão deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Tabela 2.2: Arrecadação de ISS por atividades-Rankeado pela arrecadação de 2000.

Atividade Principal					(Em R\$ mil constantes de dez/00)		
	1997	1998	1999	2000	Média dos Anos	Rank 2000	% sobre o total
PROCESSAMENTO DE DADOS	35.563	33.651	36.145	40.984	36.586	1	4,4%
INSTITUICAO FINANCEIRA MULTIPLA	42.744	41.353	37.784	38.305	40.047	2	4,1%
CONSTRUCAO CIVIL	43.335	44.618	34.067	37.152	39.793	3	4,0%
HOTEL	14.555	16.803	21.430	26.201	19.747	4	2,8%
ALUGUEL DE MAQUINAS APARELHOS E EQUIPAMENTOS	26.959	32.156	23.332	24.055	26.625	5	2,6%
CONSULTORIA TECNICA	15.768	16.767	19.513	23.689	18.934	6	2,5%
PROMOCAO E DIVULGACAO	10.377	12.593	15.346	20.526	14.710	7	2,2%
TRANSP. COLETIVO RODOV. DE PASSAG. NO AMB. MUNIC.	18.895	20.455	19.591	18.896	19.459	8	2,0%
ASSISTENCIA MEDICA	18.054	20.311	20.595	17.924	19.221	9	1,9%
REPRES. COMERCIAL POR CONTA DE TERCEIROS	16.446	15.797	16.062	16.626	16.233	10	1,8%
ATIVIDADES DE ASSESSORIA EM GESTAO EMPRESARIAL	7.928	12.535	14.197	15.154	12.453	11	1,6%
PLANOS DE SAUDE	11.521	11.600	12.350	15.152	12.656	12	1,6%
CASA DE SAUDE	12.881	15.851	18.910	13.906	15.387	13	1,5%
SEGUROS	20.632	16.883	14.853	13.852	16.555	14	1,5%
ASSESSORIA TECNICA	7.330	7.222	10.105	13.803	9.615	15	1,5%
AGENCIAMENTO DE PROPAGANDA	23.784	24.440	21.072	13.395	20.673	16	1,4%
ASSISTENCIA TECNICA E MANUT. DE MAQ. APAR. E EQUIP.	12.285	12.407	13.698	12.999	12.847	17	1,4%
ADMINISTRACAO DE CARTAO DE CREDITO	21.896	22.876	18.788	12.477	19.009	18	1,3%
BANCO	9.380	9.992	9.244	12.407	10.256	19	1,3%
ANALISE E PROGRAMACAO DE SISTEMAS	4.233	6.007	9.766	11.960	7.991	20	1,3%
CLINICA E ASSISTENCIA MEDICA	12.538	12.910	13.179	11.957	12.646	21	1,3%
ENGENHARIA, SERVICOS DE	15.490	15.841	10.460	11.956	13.437	22	1,3%
INTERMEDIACAO COMERCIAL	15.241	9.552	9.284	10.999	11.269	23	1,2%
PROJETOS E ESTUDOS DE ENGENHARIA	11.498	14.292	9.497	10.775	11.516	24	1,2%
TELECOMUNICACAO	1.719	3.559	6.633	10.069	5.495	25	1,1%
AGENCIA DE PUBLICIDADE E PROPAGANDA	8.895	8.264	7.928	9.751	8.710	26	1,0%
Ignorado	10.071	8.914	10.828	9.666	9.870	27	1,0%
REPARACAO DE MAQUINAS APARELHOS E EQUIP.	3.693	3.592	5.566	9.015	5.466	28	1,0%
DISTRIBUICAO DE FILMES CINEMATOGRAFICOS	4.149	4.694	5.733	8.710	5.822	29	0,9%
PRODUCAO ARTISTICA	5.033	5.396	5.916	8.166	6.128	30	0,9%
ISS ARRECADADO NAS 30 MAIORES ATIVID.	839.330	483.328	473.872	502.526	479.155		53,8%
TOTAL DE ISS ARRECADADO	839.330	870.333	873.305	934.400	879.342		100%

Obs: A atividade "000-0 - Ignorado" é fictício e agrega todos os pagamentos para códigos ignorados

¹⁶ O sujeito passivo da obrigação tributária é aquele a quem incumbe adimpli-la. O contribuinte que é sujeito passivo tem uma relação pessoal e direta com a situação que constitui fato gerador. (ver artigos 121 e 122 do

As atividades estão ordenadas em função da arrecadação do ano 2000, com a participação relativa de cada uma destas mostrada na coluna à direita da tabela.

No cadastro da Coordenadoria do ISS se encontravam inscritas, em 1997, 1.265 atividades. No ano seguinte, este número caiu para 1.235. Já em 1999, atingiu 1.246, e em 2000 alcançou 1.270.

A tabela 2.3 mostra as estruturas anuais da arrecadação por atividade. Evidencia-se, portanto, o elevado grau de concentração da arrecadação.

Tabela 2.3: Concentração da Arrecadação de ISS pelas Atividades

Atividades	1997	1998	1999	2000
10 maiores	32,0%	31,4%	28,9%	28,3%
20 maiores	47,7%	47,6%	44,9%	42,8%
30 maiores	57,6%	56,7%	54,6%	53,6%
40 maiores	63,9%	63,0%	61,7%	60,8%
50 maiores	68,9%	67,9%	66,9%	66,2%
100 maiores	81,9%	81,8%	81,1%	80,7%
200 maiores	92,1%	92,3%	92,1%	91,9%
500 maiores	99,1%	99,1%	99,1%	99,0%

2.3.3 Arrecadação por contribuintes

No caso da arrecadação por contribuintes, o quadro não é diferente. Como nos casos da receita de ISS por códigos e por atividades, percebe-se um elevado grau de concentração em um pequeno número de contribuintes. De um número de contribuintes superior a 100.000 (cem mil), a receita total é quase que totalmente explicada por menos de 10% do total.

A tabela 2.4 apresenta os percentuais de concentração da arrecadação por contribuintes.

Tabela 2.4: Concentração da Arrecadação de ISS por Contribuintes

Contribuintes	1998	1999	2000
10 maiores	13,49%	12,65%	11,14%
20 maiores	19,34%	18,76%	17,62%
30 maiores	23,28%	23,21%	22,12%
40 maiores	26,20%	26,29%	25,29%
50 maiores	28,45%	28,78%	27,91%
100 maiores	35,80%	36,46%	36,15%
200 maiores	43,68%	44,64%	44,88%
500 maiores	56,01%	57,05%	57,54%
1000 maiores	65,89%	66,66%	67,23%
10000 maiores	92,43%	92,89%	93,09%

Capítulo 3 - Arrecadação Tributária Nos Anos 90

“taxation is the art of the possible”

Vito Tanzi

3.1 Introdução

Este capítulo tem como objetivo delinear a evolução da receita tributária do Município do Rio de Janeiro nos anos 90. Tenta-se demonstrar que ao longo desta década houve dois padrões de arrecadação, quais sejam: o pré-Plano Real e o pós-Plano Real.

No item 3.2 será mostrado, de forma breve, o quadro da arrecadação de tributos no início dos anos 90.

No item 3.3 se fará um levantamento tanto de mudanças macroeconômicas como microeconômicas, em meados da década, que tiveram reflexo direto na evolução da arrecadação municipal.

No item 3.4 serão apresentados os dados de arrecadação do Município do Rio de Janeiro no período pós-Real. Mais precisamente, mostra-se a evolução da arrecadação de 1995 a 2000, incluindo os extremos.

No item 3.5 se aplicará o Teste Chow para a série da arrecadação, nos anos 90, do ISS, testando-se a validade da hipótese de mudança estrutural na tendência de arrecadação.

3.2 A arrecadação tributária no início dos anos 90

É consenso entre especialistas no estudo do setor público que a Constituição de 1988 reverteu a centralização dos recursos praticada pela reforma tributária de 1965/67.

Alguns destes estudiosos, neste contexto, levantam que a descentralização de 1988 serviu para beneficiar principalmente os municípios (Giambiagi e Além,

2001), promovendo, na verdade, um movimento favorável à municipalização da receita pública nacional.

Quadro 3.1: Receita Tributária Disponível por níveis de Governo

Nível de Governo	em %			
	1980	1985	1988	1994
União	69	64	62	60
Estados	22	25	27	25
Municípios	9	11	11	15
Total	100	100	100	100

Fonte: Afonso (1995)

No caso do Município do Rio de Janeiro, o processo de descentralização das receitas não impediu que no início dos anos 90 as receitas orçamentárias apresentassem forte queda real até o ano de 1993.

Tabela 3.1: Evolução das Receitas Orçamentárias (1991-1993)

Rubricas Orçamentárias	R\$ milhões dez/00		
	1991	1992	1993
Receitas Orçamentárias	4.019	3.881	3.416
Receitas Correntes	3.757	3.671	2.944
Tributos Municipais	1.629	1.482	1.212
Renda de Aplicações Financeiras	1.380	1.521	1.056
Outras Receitas Patrimoniais	4	4	5
Outras Receitas Correntes	50	16	7
Receita de Serviços Saúde / Outros	0	0	0
Receita de Outros Fundos	0	0	0
Transferências Correntes	693	647	664
Transferências da União	84	61	70
Transferências do Estado	609	586	594
ICMS	558	533	541
IPVA	51	53	53
Fundef	0	0	0
Receitas de Capital	261	210	472

Fonte: Superintendência de Orçamento - F/SOR

No caso do IPTU¹⁷, a forte redução real da receita em 1993 esteve associada a três fatores principais, quais sejam: a crescente inflação, já que o carnê de IPTU é reajustado pela inflação passada; aspectos legais; e tomadas de decisões no âmbito da Secretaria Municipal de Fazenda. Em relação aos dois últimos fatores, cumpre destacar alguns pontos. Primeiro, houve redução em 25% do valor de

¹⁷ Cabe ressaltar que o fraco desempenho desta receita puxou, para baixo, a arrecadação da TIP e da TCLLP, que eram cobradas no carnê de IPTU.

emissão em função de mudanças na lei. Segundo, acrescentou-se ao desconto de 20% normalmente concedido aos contribuintes que optassem pelo pagamento da cota única um bônus de 10% para quem estivesse adimplente. Apesar destas medidas terem visado o aumento de arrecadação, o resultado foi o inverso (SMF, 1998).

Já em relação ao ISS, a queda foi principalmente função da elevação da taxa de inflação. Esta, que em 1992 foi de aproximadamente 1.100%, chegou próximo a 2.500 % em 1993. Como se verifica uma defasagem temporal entre o fato gerador do imposto até o seu efetivo recolhimento, a elevação da inflação gerou uma redução da receita real, minimizada pelo esforço de fiscalização que proporcionou pagamentos de autos de infração de expressivos valores.

A queda mais que proporcional da receita de IPTU levou ao aumento da participação relativa do ISS no bolo tributário. Isto fez com que este imposto ampliasse a sua participação no total das receitas próprias, ocupando em 1993 a posição até então do IPTU.

Tabela 3.2 : Evolução da Estrutura dos Tributos Municipais (1991-1993)

Rubricas	1991	1992	1993
Tributos Municipais	100,0%	100,0%	100,0%
IPTU	38,0%	34,3%	28,8%
TCLLP	13,2%	12,9%	12,8%
TIP	3,5%	3,4%	3,3%
ISS	29,5%	34,3%	39,5%
ITBI	3,4%	4,0%	5,2%
IVVC	3,2%	3,4%	3,9%
ALVARÁ	5,5%	4,8%	1,4%
OUTRAS TAXAS	1,1%	1,4%	1,6%
MULTAS/JUROS DE MORA OUTR. TRIB.	0,2%	0,2%	0,1%
DÍVIDA ATIVA	2,4%	1,4%	3,4%

Fonte: Superintendência de Orçamento - F/SOR

A queda da arrecadação total do Município do Rio de Janeiro no início da década de 90 teve como principal variável explicativa, portanto, o fraco desempenho do ISS e do IPTU, posto que estes respondiam por mais de 75% da receita tributária própria.

3.3 As Mudanças em meados da década de 90 na arrecadação de ISS

O Plano Real, lançado em julho de 1994, promoveu alterações nos comportamentos de variáveis-chave da economia brasileira e, conseqüentemente, na evolução da arrecadação municipal.

Dentre as distintas receitas do município do Rio de Janeiro, a do ISS foi a que mostrou a maior variação positiva, estando este fato vinculado a três aspectos principais. Primeiro, à minimização do efeito Olivera-Tanzi. Segundo, ao aquecimento da economia e, em especial, do setor de serviços. E, terceiro, à mudança de preços relativos entre *tradeables* e *non-tradeables*.

3.3.1 O efeito Olivera-Tanzi

O efeito Olivera-Tanzi foi primeiramente definido em um *paper* seminal de 1967. De forma resumida, este efeito embutia a idéia da perda que em um contexto inflacionário ocasionaria às finanças públicas os atrasos na arrecadação dos tributos e na correção de tarifas.

A perda real de arrecadação seria dada, portanto, pela corrosão inflacionária dos valores, derivada da defasagem temporal entre o fato gerador do tributo e seu efetivo ingresso nos cofres públicos, o que tinha como conseqüência direta a redução do valor real das receitas (MAS, 1998).

Em países com elevadas taxas de inflação como o Brasil, este efeito era significativo. Neste caso, a prática da administração fazendária era pela aplicação da correção monetária aos tributos combinada ao encurtamento do prazo de recolhimento.

Mesmo assim, sendo a indexação imperfeita, a corrosão real dos valores se fazia sentir, principalmente, quando a inflação adquiria característica aceleracionista (Afonso *et alli*, 1999). Com isto, o uso da correção monetária e o encurtamento do prazo do recolhimento serviam tão somente como fator redutor da interação perversa entre a inflação e o sistema tributário.

No caso do Município do Rio de Janeiro, a Secretaria de Fazenda reduziu, já no primeiro semestre de 1994, o prazo de apuração do ISS de 30 (trinta) para 15 (quinze) dias. Como a indexação era diária, tal medida reduziu a incidência do efeito Olivera-Tanzi. No entanto, a principal variável explicativa da redução deste efeito foi a redução da inflação pós Plano Real, conforme se verifica pelos dados da tabela 3.3.

Tabela 3.3 : Evolução dos Índices de Inflação nos anos 90

Rubricas	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
IPCA	472,70%	1119,10%	2477,15%	916,46%	22,41%	9,56%	5,22%	1,65%	8,94%	5,97%
IPCA-e	-	1141,51%	2376,39%	890,89%	22,47%	9,92%	5,53%	1,66%	8,92%	6,04%
IGP-DI	480,18%	1157,94%	2708,55%	1093,84%	14,78%	9,33%	7,48%	1,70%	19,98%	9,81%
IGP-M	458,37%	1174,47%	2567,46%	1246,62%	15,25%	9,20%	7,74%	1,78%	20,10%	9,95%
IPC Fipe	457,81%	1128,29%	2490,95%	941,25%	23,17%	10,04%	4,83%	-1,79%	8,64%	4,38%

Fonte: IBGE, FGV e Fipe

Alguns autores argumentam que a estabilização dos preços foi tanto a principal conquista do Plano Real (ver Giambiagi *et alli*, 2001) como seu foco central (ver Baumann, 2001). Para que se tenha uma idéia, em 1998 a taxa de inflação no ano foi igual à taxa de inflação diária no período pré Plano Real.

A redução do patamar de inflação proporcionou uma significativa elevação da receita pública em termos reais. A arrecadação municipal ganhou impulso tal que no biênio 1994-1995 cresceu, em valores reais, mais que a produção e as vendas na economia durante o período de menor mudança da legislação tributária em 15 anos (Afonso, 1996).

O crescimento da receita pública promoveu forte crescimento da carga tributária. Historicamente, este crescimento somente apresentou semelhança com o verificado no triênio 1967-1969. A diferença é que neste período a elevação da receita foi promovida por mudanças tributárias, enquanto que em 1994-1996 foi resultante da estabilização monetária (Afonso *et alli*, 1999).

3.3.2 A evolução do Produto Interno Bruto (PIB) pós Plano Real

A inflação elevada, em conjunto com a crise das finanças públicas e a escassez de recursos (externo e interno), fez com que a economia brasileira convivesse, ao longo dos anos 80 e início dos anos 90, com crescimentos erráticos do PIB. Entre 1981 e 1992, a renda *per capita* declinou a uma taxa de 0,5% a.a. e o PIB real aumentou somente 1,4% a.a., com severa restrição da taxa de investimento que caiu de 23% do PIB em 1980 para o nível mínimo de 14% do PIB em 1992 (Giambiagi e Rigolon, 1999).

A estabilização de preços obtida com o Plano Real e a retomada da entrada de fluxos de capitais externos a partir de meados dos anos 90 foram duas variáveis cruciais para a retomada do investimento e do crescimento do PIB. Entre 1994 e 1997, o PIB real apresentou uma taxa de elevação média de 4,0% a.a., enquanto a taxa de investimento “saltou” para 16,1% a.a. entre 1994 e 1996 e atingiu 18% em 1997¹⁸.

O caráter positivo do estancamento da inflação para a atividade produtiva é ressaltado por diversos estudos, que levantam a existência de uma relação negativa entre a inflação e o crescimento do produto no longo prazo. Esta relação se tornaria significativa quando a inflação atingisse patamares elevados, como os verificados no Brasil de meados da década de 80 até o início dos anos 90¹⁹.

Um dos motivos para esta relação negativa é que, com inflações crônicas, os agentes econômicos tendem a adotar posições defensivas e ineficientes, desviando recursos de atividades mais produtivas para menos produtivas com o intuito de preservarem suas rendas ou riquezas.

¹⁸ Banco Central do Brasil (Bacen) e Ipea.

¹⁹ Barro (1995), em estudo empírico, sustenta que o aumento de dez pontos percentuais na taxa de inflação leva à diminuição do crescimento da economia entre 0,2 a 0,3 pontos percentuais ao ano. Nada se conclui, com segurança, sobre taxas de inflação inferiores a 15%. Já Sarel (1996) encontra evidências de que inflação anual acima de 8% já prejudicaria o crescimento econômico. Outros estudos, como os de Akerloff *et alli* (1996) levantam que “um pouco” de inflação tem o efeito benéfico de servir como lubrificante das engrenagens do mercado de trabalho, ao promover um ajuste do salário real (dada a rigidez para baixo dos salários nominais). Outro argumento favorável relaciona-se ao fato de que em economias com taxas de inflação próximas de zero a probabilidade de deflação aumenta (Mishkin e Schmidt-Hebel (2000)).

Outro motivo para esta relação deriva do fato de que níveis de preços elevados reduzem a qualidade das informações fornecidas pelo sistema de preços, desfavorecendo a alocação eficiente dos recursos na economia (Filho, 2001).

Associaram-se à queda abrupta da inflação a partir de meados de 1994 outros fatores que incentivaram a demanda interna, proporcionando forte elevação tanto do consumo como do investimento. Bacha (1997) salienta os seguintes aspectos.

Primeiro, houve um aumento do poder de compra dos salários em função destes terem sido convertidos em URV²⁰, em março de 1994, pelas médias reais dos últimos quatro meses, calculadas nos dias de pagamento e não nos dias médios de dispêndios. O ganho real salarial foi equivalente ao imposto inflacionário entre o dia de recebimento e o dia médio de dispêndio.

Além desta regra de conversão, os salários passaram a ser recebidos mensalmente em moeda relativamente constante. Desta forma, estancou-se a elevada deterioração real dos salários que ocorria entre os picos atingidos nos reajustes quadrimestrais e os vales que ocorriam nos momentos imediatamente anteriores a estes.

Um terceiro elemento relativo aos salários foi a manutenção, pelo prazo de um ano, da indexação salarial. Esta, baseada em um índice que apresentou variação bastante superior ao do núcleo de inflação²¹, proporcionou forte aumento do poder aquisitivo dos salários.

Este ganho de poder de compra dos salários logo após a estabilização foi, ainda, seguido por forte expansão do crédito ao consumidor. De acordo com dados do Banco Central, entre junho e dezembro de 1994 os empréstimos do sistema financeiro às pessoas físicas cresceram, em termos percentuais, 150%.

A estes fatores se agregou a forte apreciação nominal do câmbio do início do Plano Real até fins de 1994 (de cerca de 15%). Esta valorização do câmbio

²⁰ Unidade Real de Valor.

Real/Dólar incentivou a demanda por bens duráveis e equipamentos importados, sancionada pela ampliação, de junho a dezembro de 1994, dos empréstimos do sistema financeiro para o setor privado.

Os incentivos ao aumento da demanda, cabe salientar, não ficaram limitados à União. Estados e Municípios também tomaram decisões que propiciaram elevações tanto das massas salariais como dos benefícios previdenciários. Neste contexto, a evolução do nível de emprego e dos rendimentos logo após o início do Plano Real refletiu os ganhos salariais e a expansão da demanda.

Camargo (1998) mostra que entre os meses de julho de 1994 e março de 1995 ocorreu expressivo aumento do nível de emprego do setor industrial. No setor de serviços, esta tendência foi observada até dezembro de 1996, com aumento de dez pontos percentuais no nível de emprego.

O aumento do emprego neste setor ocorreu em todos os sub-setores de atividade sendo que nos anos iniciais do Plano Real foram os setores mais produtivos os que aumentaram sua participação no total do emprego deste setor de atividade²².

Em relação à taxa de desemprego, o aumento dos níveis de emprego verificados até fins de 1996 nos setores de comércio e serviços foi mais que suficiente para impedir a elevação desta taxa, mesmo com a queda, a partir de abril de 1996, do nível de emprego do setor industrial resultante das medidas de contenção de demanda em função dos riscos internos e externos ao processo de estabilização.

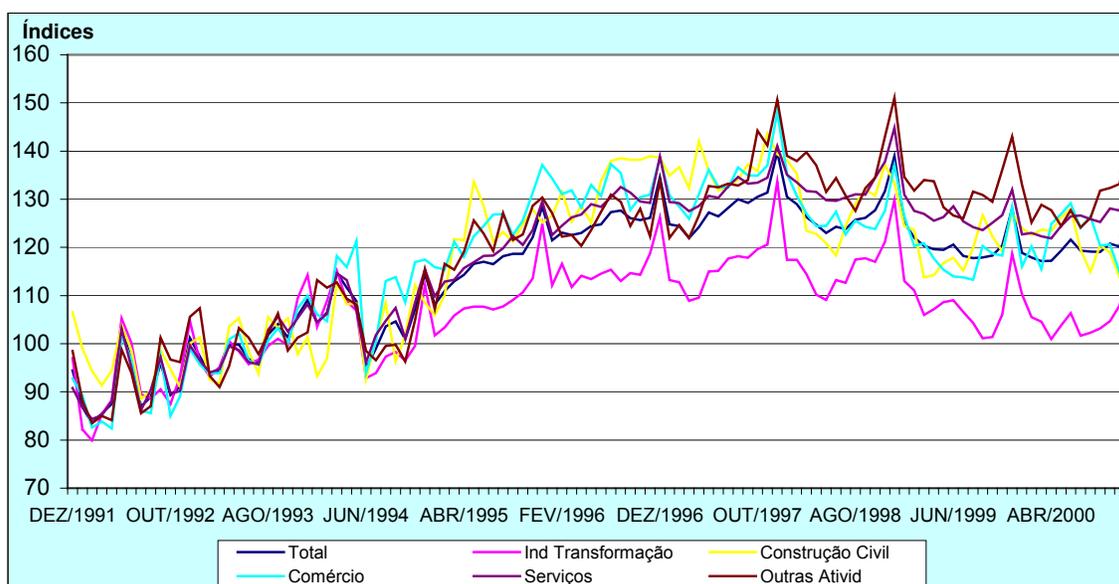
A partir de 1997, porém, a estabilização do nível de emprego no setor de serviços teve como consequência direta a tendência de elevação da taxa de desemprego aberto.

²¹ Nos seis primeiros meses do Plano o IPCr, índice utilizado para o reajuste salarial, apresentou variação de 23%, enquanto o núcleo de inflação estava próximo a zero.

²² Bonelli e Fonseca (1998) investigam se existiram ganhos significativos de eficiência e produtividade na economia brasileira dos anos 90. Os autores procuram demonstrar que o setor de serviços apresenta, via de regra, menor produtividade que o setor industrial. Isto não impede dizer que alguns sub-setores do setor de serviços apresentaram importantes ganhos de produtividade. O setor de comunicações, por exemplo, apresentou variação acumulada da produtividade, de 1994 a 1998, de aproximadamente 67%.

Já a evolução dos rendimentos reais médios pós-plano de estabilização mostrou o seguinte padrão de comportamento: nos setores indústria e comércio, o rendimento médio real cresceu até fins de 1995, permanecendo estável até maio de 1997; no setor de serviços, a evolução do rendimento médio real seguiu a trajetória do nível de emprego, aumentando até o final de 1996. A partir de 1997, a curva do rendimento médio apresenta forte reversão.

Gráfico 3.1: Evolução do Rendimento Médio mensal (1991-2000)



Fonte: Banco Central

Seguindo o mesmo padrão de comportamento do nível de emprego e dos rendimentos médios do trabalhador, a economia carioca apresentou forte expansão de julho de 1994 a fins de 1996. Já a economia brasileira manteve o crescimento até o final de 1997.

No caso da Cidade do Rio de Janeiro, a expansão do produto foi, principalmente, explicada pelo comportamento positivo do setor de serviços, tal como verificado em relação ao emprego. Este setor, que participa com 70% do PIB municipal, apresentou elevada taxa de crescimento até meados de 1996.

A partir daí, tendeu à estabilização. Já o PIB indústria, que respondia em 2000 por cerca de 30 % do PIB total, apresentou tendência de queda após este período, recuperando-se tão somente após 2000.

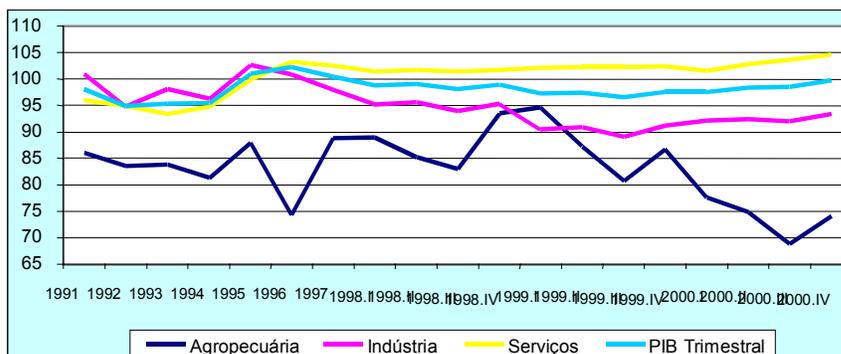
Tabela 3.4: Evolução do PIB Brasil e do Município do Rio de Janeiro (Média de 1990 = 100)

Período	População Residente	Produto Interno Bruto				Produto Interno Bruto "Per Capita"				Deflator Implícito (%)	Participação PIB Município do RJ / Brasil (%)
		Preços Correntes (R\$)	Preços de 2001 (R\$)	Índices do Produto Real Base:1990=100	Variação Anual (%)	Preços Correntes (R\$)	Preços de 2001 (R\$)	Índices do Produto Real Base:1990=100	Variação Anual (%)		
BRASIL											
1990	144.091.003	11.549.000	896.018.187.500	100,00	ND	0	ND	100,00	ND	2.596,00	-
1991	146.408.005	60.285.999	907.674.937.500	101,03	1,03	0	6.247	99,43	(0,57)	416,68	-
1992	148.684.006	640.958.984	902.733.750.000	100,48	(0,54)	4	6.212	97,38	(2,07)	969,01	-
1993	150.932.999	14.097.114.258	947.204.500.000	105,43	4,93	93	6.083	100,65	3,36	1.996,15	-
1994	153.143.005	349.204.687.500	1.002.635.687.500	111,60	5,85	2.280	6.288	105,01	4,32	2.240,17	-
1995	159.016.006	646.192.000.000	1.044.972.750.000	116,31	4,22	4.064	6.560	105,40	0,37	77,55	-
1996	161.246.994	778.887.000.000	1.072.778.250.000	119,41	2,66	4.830	6.584	106,71	1,24	17,41	-
1997	163.470.993	870.743.000.000	1.107.838.250.000	123,31	3,27	5.327	6.666	108,69	1,86	8,25	-
1998	165.688.004	914.188.000.000	1.109.320.625.000	123,48	0,13	5.518	6.790	107,38	(1,21)	4,85	-
1999	167.910.004	963.869.000.000	1.118.304.500.000	124,48	0,81	5.740	6.708	106,82	(0,52)	4,59	-
2000	170.143.005	1.086.700.000.000	1.167.087.625.000	129,91	4,36	6.387	6.673	110,02	2,99	8,03	-
RIO DE JANEIRO											
1990	5.444.123	872.000	86.647.474.150	100,00	(5,55)	0	15.916	100,00	(6,18)	2.269,48	7,55
1991	5.480.778	4.839.390	85.048.288.979	98,15	(1,85)	1	15.518	97,50	(2,50)	454,98	8,03
1992	5.521.452	52.879.557	82.199.372.686	94,87	(3,35)	10	14.887	93,54	(4,06)	992,69	8,25
1993	5.562.429	1.224.505.069	82.621.642.984	95,35	0,51	220	14.854	93,33	(0,23)	2.215,65	8,69
1994	5.603.709	24.541.184.761	82.718.782.025	95,47	0,12	4.379	14.761	92,75	(0,62)	1.904,17	7,03
1995	5.645.295	41.757.116.776	87.483.102.055	100,96	5,76	7.397	15.497	97,36	4,98	70,15	6,46
1996	5.687.191	50.633.160.746	88.551.096.936	102,20	1,22	8.903	15.570	97,83	0,48	21,26	6,50
1997	5.729.397	56.460.649.162	87.111.306.787	100,54	(1,62)	9.855	15.204	95,53	(2,35)	11,51	6,48
1998	5.771.916	60.679.307.213	85.562.481.964	98,75	(1,78)	10.513	14.824	93,14	(2,50)	7,47	6,64
1999	5.814.751	68.910.941.728	84.230.360.018	97,21	(1,56)	11.851	14.486	91,01	(2,28)	13,57	7,15
2000	5.857.904	76.938.663.583	85.371.471.056	98,53	1,36	13.134	14.574	91,57	0,61	11,65	7,08

Fonte: IBGE/ Departamento de contas nacionais e IPP/DIG/Gerência de Economia e Finanças Públicas
Nota: ND - dado não disponível

O "boom" de crescimento das economias carioca e brasileira ocorreu, portanto, nos primeiros anos do Plano Real. A partir de 1997, a tendência de crescimento real no caso do Rio de Janeiro foi revertida, sendo novamente percebida em 2000. No entanto, a intensidade neste ano foi inferior à verificada nos primeiros anos do Plano Real.

Gráfico 3.2: Índice do PIB do Município do Rio de Janeiro dessazonalizado (média 1990 = 100)



Fonte: IPP e IBGE

Elaboração: Assessoria Econômica e Financeira - F/SUB

3.3.3: A evolução dos Preços Relativos

Um dos pilares dos planos de estabilização das economias latino-americanas na década de 90 foi a política cambial. Neste contexto, percebeu-se o encaminhamento para a escolha de regimes cambiais mais *pegged*. A lógica desta opção seria o fato de que, para se recuperar o padrão monetário doméstico, fazia-se necessário o estabelecimento de algum vínculo com uma moeda externa que tivesse credibilidade (Canuto e Holland, 1997).

O estabelecimento deste vínculo ocorreu de forma diferenciada. O Panamá adotou o regime de dolarização plena, com o comitê de moeda abandonando a autonomia monetária ao adotar uma moeda estrangeira como oficial. A Argentina adotou o *currency board*, sistema rígido de taxa de câmbio fixa em que a autoridade monetária somente pode intervir diante da entrada de divisas. O México adotou regime de taxa fixa ajustável, que se caracteriza pela taxa de câmbio nominal ser fixa sem que o Banco Central seja obrigado a manter a paridade por um período indefinido. Já o Brasil optou por um regime de câmbio quase-fixo, utilizando-se de um sistema de bandas cambiais com mecanismos do tipo *moving target zone* após março de 1995 (Canuto e Holland, 2000).

Um dos princípios salientados pela teoria econômica é que a opção por regimes cambiais *pegged* possibilita a equiparação relativamente rápida da taxa de inflação doméstica à internacional. Esta opção, no entanto, apresenta-se com efeitos distorcivos sobre variáveis econômicas.

Dentre estes, Canuto e Holland (2000) levantam a persistência de resíduo inflacionário, principalmente entre bens comercializáveis. A conseqüente sobrevalorização cambial aceleraria, então, a redução das taxas de inflação mas com conseqüências danosas sobre a balança comercial.

Giambiagi *et alli* (1999) sustentam este ponto ao levantarem que a combinação entre apreciação cambial e abertura comercial no início do Plano Real se, por um

lado, promoveu rápida queda dos patamares de inflação, por outro acarretou em significativa deterioração das contas externas.

A escolha cambial, de sentido contrário à opinião de que a liberalização do comércio deve ser acompanhada pela desvalorização da taxa de câmbio²³, gerou a reversão dos saldos da balança comercial brasileira.

Se ao longo da segunda metade da década de 80 esta tinha apresentado expressivos superávits, a partir de 1995 os saldos permanecem em montantes elevados mas com sinais contrários. Enquanto as importações cresceram 77% no comparativo 1998/1994, as exportações aumentaram somente 17%, com o déficit acumulado da balança comercial aproximando-se de US\$ 24 bilhões entre 1995 e 1998 (Giambiagi, Pinheiro e Moreira, 2001).

A possibilidade da permanência do resíduo inflacionário levantada por Canuto e Holland (2000) também foi objeto de análise de Fritz (2000). De acordo com esta autora, o uso da taxa de câmbio como âncora nominal para o combate de taxas de inflação anuais de 3 ou 4 dígitos como as verificadas no Brasil antes do Plano Real, pode gerar a permanência, nos primeiros anos pós-plano de estabilização, de uma inflação residual derivada da rigidez de salários e preços.

O resultado final desta opção seria, além da valorização da taxa de câmbio real²⁴ e dos resultados da balança comercial, o próprio risco do processo de estabilização.

Canuto (1999), ao analisar regimes de política monetária em economias abertas, reforça este argumento. Mediante um modelo Mundell-Fleming ele observa que, persistindo resíduo inflacionário em processos de estabilização com âncoras cambiais, surgem algumas características que podem, ao alterar parâmetros do modelo, gerar riscos para o próprio plano de estabilização.

²³ Ver, por exemplo, Papageorgiu, Michaely & Choski (1991).

²⁴ A taxa de câmbio real pode ser definida como $e = E(p^*/p)$, onde E é a taxa de câmbio nominal do país, p^* o nível de preços no exterior, e p o nível de preços doméstico. Caso p for superior a p^* , com E permanecendo fixa, a taxa de câmbio real irá se valorizar.

O modelo básico levantado por Canuto (1999) supõe que a economia seja composta por cinco mercados. O primeiro é o mercado de bens e serviços. O segundo o monetário. O terceiro o de títulos financeiros. O quarto o de trabalho. E o quinto o cambial. Incorporando este último, o modelo Mundell-Fleming leva em consideração a conta de capital do balanço de pagamentos e a mobilidade internacional de capitais, abrindo ao exterior os fatos estilizados, para a economia fechada, no modelo IS-LM com preços flexíveis.

O modelo proposto contém 9 (nove) equações que retratam as posições de equilíbrio nestes mercados. Como são consideradas 11 (onze) variáveis endógenas, faz-se necessário o estabelecimento de duas outras relações para que se encontre uma posição de equilíbrio geral. A hipótese é de que o equilíbrio em 4 (quatro) mercados pressupõe que o quinto também esteja nesta posição²⁵.

Dados os pressupostos da análise, e as condições de equilíbrio nos distintos mercados, Canuto (1999) introduz uma âncora cambial. Com isto, e mediante as equações do modelo Mundell-Fleming, busca ilustrar o que ocorre na economia caso, ao se adotar esta âncora, permaneça um resíduo inflacionário.

O que o modelo levanta é que, com a permanência de inércia inflacionária, a taxa de câmbio tende a se valorizar em termos reais. Com isto, tanto os saldos da balança comercial seriam reduzidos²⁶ como o endividamento externo seria elevado. Somando-se a isto uma defasagem cambial, poderia co-existir uma divergência crescente entre desvalorização cambial efetiva e esperada, o que desencadearia elevação do prêmio de risco.

²⁵ Nas palavras de Canuto (1999, p.3), “*Dada a restrição orçamentária que vigora nas decisões dos agentes, a presença de igualdade entre compras e vendas em quatro mercados implica necessariamente que os agentes participantes do 5º mercado também estarão exercendo compras e vendas em iguais magnitudes. Qualquer análise de equilíbrio simultâneo entre mercados deve considerar como redundante algum entre eles. Em nosso caso, tomaremos como redundante a condição de equilíbrio no mercado de títulos.*”.

²⁶ Supondo a condição de Marshall-Lerner, ou seja, após a desvalorização cambial o impacto na redução no saldo da balança comercial em função tanto da expansão da demanda doméstica como da deterioração dos termos de troca é mais que compensado pela elevação do quantum de exportações ($\partial X/\partial Q > 0$).

Desta forma, a permanência da âncora cambial ficaria dependente de taxas reais de juros em patamares superiores aos do início do processo de estabilização. Esta elevação, por sua vez, poderia gerar um novo círculo vicioso, ao promover aumentos dos graus de endividamento do setor público e privado, com posteriores incrementos no prêmio de risco.

Ou seja, além dos efeitos danosos sobre a balança comercial, a defasagem cambial derivada da rigidez, para baixo, de preços e/ou salários, poderia implicar no próprio risco do programa de ajuste. Ou, conforme colocado por Canuto (1999), *“programas de estabilização cambial que suponham processos de ajustamento muito acentuado podem ver-se frustrados por seus próprios efeitos de “histerese”²⁷ neste ajuste.”*

Bacha (1997) ao analisar o Plano Real procurou verificar se houve, de fato, uma sobrevalorização cambial no processo de estabilização da moeda. Supondo que em uma economia aberta os preços dos *tradeables* são influenciados pela taxa de câmbio, caberia saber se os preços dos *nontradeables* seguiriam a trajetória dos bens comercializáveis. Não se verificando esta convergência entre os preços, poderia se argumentar que existiria progressiva sobrevalorização cambial com implicações negativas sobre o equilíbrio externo.

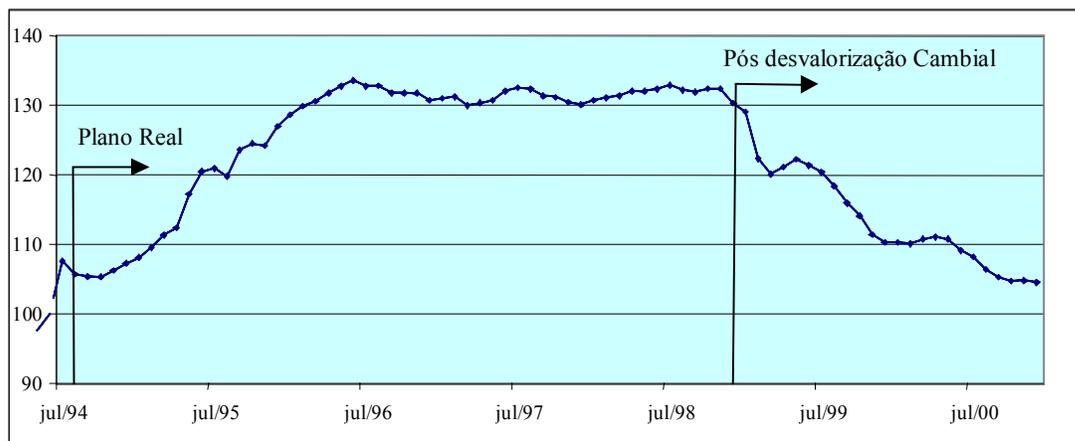
Usando como *proxy* da evolução dos preços dos bens *tradeables* o Índice de Preços no Atacado (IPA-DI), e como *proxy* da evolução dos preços dos *non-tradeables* o Índice de Preços ao Consumidor (IPC-DI)²⁸, nota-se um claro descolamento das trajetórias destes índices com a introdução do Plano Real.

²⁷ Nas palavras de Canuto (1999, p.11): *“Dito de outro modo, após um choque, o estado final de repouso dependerá do que ocorre durante a trajetória de ajuste.”*

²⁸ A diferença fundamental entre o IPA e o IPC é o comportamento dos preços dos serviços. Grande parte destes, devido às suas características próprias, não sofrem a concorrência com produtos importados. Ou seja, não sofrem influência direta da taxa de câmbio.

O gráfico 3.3 mostra que, da introdução do Plano Real até fins de 1996, a variação dos preços dos bens *non-tradeables* foram bastante superiores às variações dos preços dos bens *tradeables*.

Gráfico 3.3: Evolução dos Preços Relativos - IPC / IPA-DI (jun/94=100)



Fonte: Fipe e FGV

A evolução do IPC-Fipe reforça o argumento de que se verificou, efetivamente, uma mudança de preços relativos pós Plano Real. Desagregando-se este índice em quatro grupos principais, quais sejam: preços competitivos; administrados; oligopolistas; e de serviços, percebe-se que este último foi o que apresentou a maior taxa de variação para o período compreendido entre o início do Plano Real e junho de 1996.

Enquanto o índice geral apresentou variação de 56%, o grupo competitivo variou 34%, o grupo administrados apresentou taxa de variação de 46%, o oligopolista de 26%, enquanto o de serviços 195%. Dentre os distintos itens que compõem este último grupo, aluguéis apresentaram variação de 454%, serviços pessoais 145%, serviços residenciais 125%, serviços médicos 109%, educação 96% e outros serviços aumentaram 70%. Ou seja, todos os itens em separado do grupo serviços apresentaram variações superiores tanto a do índice geral como as dos demais grupos.

Rogoff e Obstfeld (1997) levantam uma possível variável explicativa da elevação mais que proporcional dos preços de bens não comercializáveis. Para isto, supõem que uma determinada economia produzisse e consumisse apenas dois tipos de bens: um bem comercializável que, ao ser isento de taxaço e/ou de custos de transporte, seria transacionado entre países; e um bem não comercializável que, por ser tão caro para ser transacionado, permaneceria no país em que foi produzido.

Levando em consideração os pressupostos do modelo²⁹, os autores levantam que, dadas as funções de produtividades totais dos fatores em cada um dos setores, a maior participação relativa do trabalho no produto do setor de bens *non-tradeables* faria com que, com o crescimento mais rápido da produtividade do setor de bens *tradeables*, o preço dos bens *non-tradeables* tendesse a apresentar crescimento relativo. Como a taxa de crescimento dos preços dependeria do crescimento dos salários, este efeito seria mais intenso nos setores de bens *non-tradeables* mais intensivos em trabalho.

Considerando μL_N como a participação relativa do trabalho no produto gerado no setor de bens *non-tradeables*, e μL_T como a participação relativa do trabalho no setor de bens *tradeables*, Rogoff e Obstfeld (1997) sustentam que, dada a comprovação empírica de que $\mu L_N / \mu L_T \geq 1$, o crescimento mais rápido da produtividade no setor *tradeables* irá promover a elevação dos preços dos *nontradeables* ao longo do tempo.

²⁹ As funções de produção apresentam retornos constantes de escala; a oferta total de trabalho doméstica se divide exclusivamente na produção dos dois bens; o capital pode ser tomado emprestado do exterior e transformado em inversão doméstica; uma unidade de bens *tradeables* pode ser transformada em uma unidade de capital a custo zero; e a plena mobilidade de capitais internacionais faz com que, sendo r a taxa de juros internacional em termos de bens *tradeables*, r também seja o produto marginal do capital neste setor e, ao mesmo tempo, o produto marginal do capital do setor de *non-tradeables* quando medida em termos dos bens *tradeables*.

Em relação a isto, Bacha (1997) sustenta que a maior participação relativa do trabalho no produto do setor *non-tradeables* foi importante fator explicativo para a mudança de preços relativos verificada com a introdução do Plano Real. Para ele, esta modificação estaria refletindo, na verdade, o maior poder de compra dos salários sobre os bens comercializáveis logo após a introdução do Plano Real.

O levantamento de Rogoff e Obstfeld (1997) pode ser compreendido, portanto, como possível fator complementar para a ocorrência da mudança dos preços relativos pós Plano Real. Esta seria reflexo não somente do maior poder de compra dos salários como, também, dos ganhos de produtividade distintos entre os setores de bens *tradeables* e *non-tradeables*.

Neste campo de análise, Bonelli e Fonseca (1998) investigaram os ganhos de produtividade na economia brasileira nos anos 90. De acordo com estes autores, os ganhos verificados estiveram vinculados a importantes variáveis, tais como a liberalização do comércio exterior, o Programa de Qualidade e Produtividade, o processo de privatização, a desregulamentação da economia e a difusão de novas técnicas gerenciais. Estes ganhos teriam sido verificados, principalmente, no setor industrial.

Os dados do IBGE e DIEESE corroboram o levantamento dos autores, mostrando que, de fato, houve significativos ganhos de produtividade na economia brasileira ao longo dos anos 90. Como se percebe, estes ganhos foram menos intensos no setor de serviços, o que reforçaria a mudança de preços relativos suscitada pela análise de Rogoff e Obstfeld (1997).

Quadro 3.2: Evolução da Produtividade do Trabalho por setor da economia (1992-1998) (ind. 1991=100)

Agregado	Setores	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	Varição acumulada no período
AGROPEC	Agropecuária	100	102,38	102,77	109,83	115,84	130,25	132,19	131,41	31,41%
I N D Ú S T R I A	Extração do petróleo e gás nat., carvão e outros comb.	100	101,71	114,03	120,44	120,94	156,70	177,26	217,43	117,43%
	Siderurgia	100	108,97	126,76	144,60	148,97	176,90	192,77	196,76	96,76%
	Fabricação de automóveis, caminhões e ônibus	100	107,69	130,29	143,40	152,84	170,80	191,89	187,82	87,82%
	Metalurgia dos não-ferrosos	100	110,21	125,41	146,98	148,51	161,52	162,55	175,49	75,49%
	Indústria de borracha	100	103,59	117,37	123,40	127,83	157,01	170,93	175,03	75,03%
	Serviços industriais de utilidade pública	100	94,56	91,55	106,02	126,81	147,73	155,07	173,30	73,30%
	Fabricação de aparelhos e equip. de mat. eletrônico	100	119,30	134,15	141,29	148,45	158,83	160,32	172,70	72,70%
	Refino de petróleo e ind. petroquímica	100	107,40	113,31	122,68	131,92	146,52	162,34	172,67	72,67%
	Fabricação de outros veículos, peças e acessórios	100	109,87	127,55	140,55	145,68	162,85	171,90	166,63	66,63%
	Fabricação de aparelhos e equip. de mat. eletrônico	100	94,47	119,34	145,54	161,71	188,36	184,54	162,78	62,78%
	Beneficiamento de prod. de origem veg., inclusive fumo	100	99,12	108,10	111,19	113,59	121,41	145,28	151,15	51,15%
	Fabricação e manutenção de máquinas e tratores	100	100,67	119,50	130,37	130,49	132,48	145,73	150,86	50,86%
	Extrativa mineral (exceto combustíveis)	100	100,80	99,79	113,61	127,99	144,15	147,02	149,08	49,08%
	Fabricação de prod. químicos diversos	100	104,69	119,03	129,44	133,85	144,58	142,82	148,63	48,63%
	Indústrias diversas	100	93,66	95,40	104,32	109,78	128,41	130,65	143,38	43,38%
	Indústria têxtil	100	101,01	105,72	111,19	117,24	138,11	150,91	141,30	41,30%
	Outras indústrias alimentares e de bebidas	100	93,84	101,78	109,93	119,72	125,95	131,22	140,35	40,35%
	Fabricação e ref. de oleos veg. e de gord. alimentação	100	96,22	101,57	104,31	111,31	116,45	136,94	135,14	35,14%
	Fabricação de outros produtos metalúrgicos	100	103,71	116,48	126,74	123,89	125,89	135,56	133,20	33,20%
	Fabricação de minerais não-metálicos	100	98,18	105,53	111,84	120,36	129,25	132,42	132,35	32,35%
Ind. de transformação de mat. plástico	100	97,12	102,97	109,32	118,22	118,88	121,35	130,11	30,11%	
Indústria de papel e gráfica	100	100,20	118,12	117,15	116,92	122,06	124,89	128,51	28,51%	
Fabricação de elementos quím. não petroq.	100	95,91	107,08	114,37	112,03	121,64	128,13	124,55	24,55%	
Construção civil	100	99,96	101,53	110,69	111,97	114,67	119,59	122,59	22,59%	
Fabricação de prod. farmacêuticos e de perf.	100	93,55	96,55	97,99	105,15	105,35	117,43	122,28	22,28%	
Fabricação de calçados e de art. de couro e peles	100	104,66	114,50	111,68	117,18	125,57	124,75	121,39	21,39%	
Resfriamento e prep. do leite e laticínios	100	98,99	96,03	92,12	106,53	116,00	111,10	119,42	19,42%	
Indústria do café	100	116,81	119,99	113,94	103,09	104,42	97,13	118,28	18,28%	
Abate e preparação de carnes	100	98,79	104,20	97,73	107,00	112,12	115,11	116,48	16,48%	
Serrarias e fabricação de art. de madeira e mob.	100	101,48	105,56	104,80	104,67	106,95	115,86	113,22	13,22%	
Indústria do açúcar	100	86,70	82,57	88,85	93,46	95,13	109,35	110,31	10,31%	
S E R V I Ç O S	Comunicações	100	102,53	109,83	120,73	150,03	174,52	184,19	201,60	101,60%
	Administração pública	100	97,25	104,64	111,30	118,81	119,38	125,55	130,37	30,37%
	Aluguel de imóveis	100	114,78	122,92	115,60	105,35	111,12	118,05	118,41	18,41%
	Transporte	100	103,73	106,89	106,25	108,13	111,17	108,66	108,44	8,44%
	Comércio	100	95,55	96,93	102,18	106,88	110,37	111,58	107,37	7,37%
	Instituições Financeiras	100	101,27	97,95	100,17	96,80	105,74	108,69	106,58	6,58%
	Serviços Prestados às empresas	100	99,67	104,43	102,14	99,61	97,70	98,82	98,40	-1,60%
	Serviços Prestados às famílias	100	101,83	106,34	103,93	98,59	99,21	98,21	96,37	-3,63%
Serviços privados não-mercantis	100	99,87	99,44	98,37	97,13	94,55	93,84	93,88	-6,12%	
Total dos Setores		100	99,33	103,07	107,47	109,65	115,35	118,83	119,12	19,12%

Fonte: IBGE e Dieese

3.4 A arrecadação tributária pós Plano Real

Diante dos fatores ressaltados, a partir de meados da década de 90 as receitas orçamentárias do município do Rio de Janeiro apresentaram importantes alterações. Primeiro, houve significativo incremento real das receitas orçamentárias, notadamente das receitas tributárias. Segundo, notou-se, na receita tributária, elevado ganho real das receitas de ISS e ITBI. Terceiro, percebeu-se forte crescimento da participação relativa do ISS na estrutura dos tributos.

Os dados das tabelas 3.5 e 3.6 reforçam estes argumentos. Como se verifica, os tributos municipais apresentaram fortes elevações reais de arrecadação de 1994 a 1999, sendo os ganhos mais expressivos nos 3 primeiros anos do Plano Real. No

final da década, como demonstrado na tabela 3.7, o ISS já participava com cerca da metade da receita tributária própria do Município do Rio de Janeiro.

Tabela 3.5: Evolução das Receitas Orçamentárias (1994-2000)

	R\$ milhões dez/00						
Rubricas	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Receitas Orçamentárias	3.964	3.752	3.506	3.570	4.413	4.881	4.555
Receitas Correntes	3.741	3.294	2.978	2.953	3.640	4.154	4.397
Tributos Municipais	1.443	1.649	1.709	1.807	1.916	1.949	1.972
Renda de Aplicações Financeiras	1.527	628	193	91	148	199	90
Outras Receitas Patrimoniais	4	6	6	7	12	11	17
Outras Receitas Correntes	15	33	66	73	85	102	131
Receita de Serviços Saúde / Outros	0	0	0	0	143	456	592
Receita de Outros Fundos	0	0	0	0	15	45	70
Transferências Correntes	751	978	1.003	976	914	997	1.086
Transferências da União	64	108	114	178	141	168	181
Transferências do Estado	687	870	890	798	773	529	610
ICMS	629	737	739	651	639	134	172
IPVA	58	133	151	147	134	395	438
Fundef	0	0	0	0	406	727	158
Receitas de Capital	223	458	527	618	773	4.881	4.555

Fonte: Superintendência de Orçamento - F/SOR

Tabela 3.6 : Evolução dos Tributos Municipais (1994-2000) (base: 1991=100)

Rubricas	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Tributos Municipais	88,6	101,2	104,9	110,9	117,6	119,7	121,1
IPTU	67,2	74,6	73,3	76,2	84,2	109,9	103,1
TCLLP	92,7	99,6	99,2	96,4	102,5	58,2	48,7
TIP	94,3	104,1	103,8	101,9	107,7	6,1	0,9
ISS	120,9	148,5	171,3	177,6	185,8	186,4	200,8
ITBI	137,1	182,2	185,4	209,8	211,4	235,9	242,0
IVVC	93,2	47,8	4,6	1,5	0,7	0,4	0,2
ALVARÁ	0,7	0,7	0,2	4,7	6,7	7,1	8,3
OUTRAS TAXAS	115,3	119,2	20,2	112,1	206,6	131,6	164,3
MULTAS/JUROS DE MORA OUTR. TRIB.	29,5	34,4	17,1	40,3	36,6	44,6	43,9
DÍVIDA ATIVA	118,1	131,3	131,3	189,0	151,4	211,6	234,6

Fonte: Superintendência de Orçamento - F/SOR

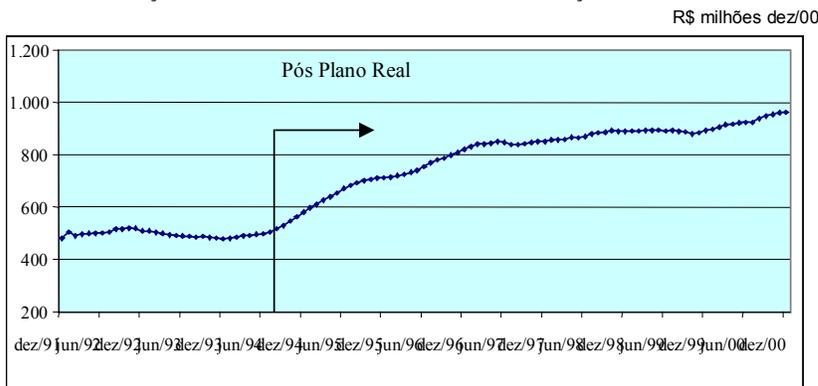
Tabela 3.7: Evolução da Estrutura dos Tributos Municipais (1994-2000)

	(%)						
Rubricas	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Tributos Municipais	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
IPTU	28,8%	28,0%	26,5%	26,1%	27,2%	34,9%	32,3%
TCLLP	13,9%	13,0%	12,5%	11,5%	11,5%	6,4%	5,3%
TIP	3,7%	3,6%	3,4%	3,2%	3,2%	0,2%	0,0%
ISS	40,2%	43,2%	48,1%	47,2%	46,5%	45,9%	48,8%
ITBI	5,3%	6,2%	6,1%	6,5%	6,2%	6,8%	6,9%
IVVC	3,4%	1,5%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
ALVARÁ	0,0%	0,0%	0,0%	0,2%	0,3%	0,3%	0,4%
OUTRAS TAXAS	1,5%	1,3%	0,2%	1,1%	2,0%	1,2%	1,5%
MULTAS/JUROS DE MORA OUTR. TRIB.	0,1%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%
DÍVIDA ATIVA	3,2%	3,1%	3,0%	4,1%	3,1%	4,2%	4,6%

Fonte: Superintendência de Orçamento - F/SOR

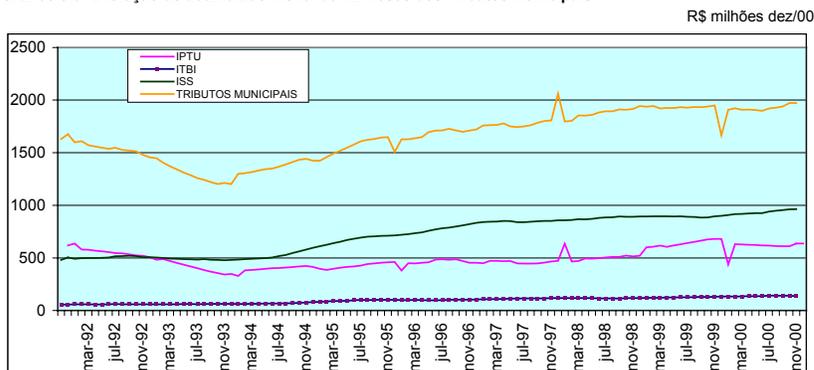
Os gráficos 3.4 e 3.5 mostram que as elevações reais de receita de ISS associadas à crescente participação relativa desta receita no total dos tributos municipais ditaram o aumento do grau de inclinação da curva do acumulado móvel de 12 (doze) meses das receitas tributárias.

Gráfico 3.4: Evolução do acumulado móvel de 12 meses da arrecadação de ISS



Fonte: Superintendência de Orçamento - F/SOR

Gráfico 3.6: Evolução do acumulado móvel de 12 meses dos Tributos Municipais



Fonte: Superintendência de Orçamento - F/SOR

3.5 Testando a hipótese de mudança estrutural na arrecadação de ISS

Os dados apresentados na seção anterior mostram que o comportamento da arrecadação do ISS para o período compreendido entre jan91/jul94 difere do comportamento apresentado para o período ago94/dez00. Dito de outra forma, a curva de arrecadação parece ter sofrido uma mudança estrutural ao longo da década de 90. Ou seja, o intercepto e/ou a inclinação das equações estimadas para a tendência da arrecadação de ISS parece ter se alterado neste período (Gujarati, 2000).

Para verificação da ocorrência desta mudança um instrumento que pode ser utilizado é o teste Chow, que possibilita determinar se dados relativos a dois períodos podem ser agregados para a finalidade de análise de regressão (Hill, Griffiths e Judge, 2000). Nas palavras de Chow (1987), *“the tests serves to detect whether certain economic parameters have changed from one sample period to another or whether they are different in two different situations”*³⁰.

A técnica de Chow recorre a uma ferramenta do universo dos testes de hipóteses, que é o teste F. Este é um teste de restrição de parâmetros. Isto é, testa-se um modelo onde os parâmetros são restritos por uma determinada condição (ex: $\alpha_1=0$; $\alpha_2=\alpha_3$) contra um modelo irrestrito, não limitado por condicionalidades. A estatística de teste F é dada pela seguinte fórmula:

$$\text{teste } F = \left[\left(\frac{SQR \text{ restrito} - SQR \text{ irrestrito}}{m} \right) / \left(\frac{SQR \text{ irrestrito}}{n - k} \right) \right] \quad (3.1)$$

Onde SQR é a soma dos quadrados dos resíduos, m é o número de restrições lineares, n o número de observações totais, e k o número de parâmetros na regressão sem restrição.

Uma opção para o uso deste teste é supor que em uma determinada data possa ter ocorrido quebra estrutural. Suporíamos, então, de acordo com os argumentos levantados, que esta tenha ocorrido pós efetivação do Plano Real. Como este foi implantado em julho de 1994, e como a arrecadação de agosto tem como mês de competência julho, escolhemos agosto como mês possível da mudança estrutural.

Desta forma, estaríamos testando se os parâmetros estimados para a regressão que compreende o período de janeiro de 1991 a julho de 1994, e os parâmetros estimados para a regressão que compreende o período de agosto de 1994 a dezembro de 2000 (modelo irrestrito), são estatisticamente iguais aos parâmetros estimados para a regressão que considera todo o período (modelo restrito).

³⁰ CHOW (1987:110).

Sob a hipótese de que os erros seguem uma distribuição $N(0; \sigma^2)$ e são independentes, pode se provar que a estatística de teste segue a distribuição F . No caso em análise, os modelos irrestrito e restrito seriam os seguintes:

Modelo Irrestrito:

$$ISS_t = \alpha_1 + \alpha_2 T + \varepsilon_{1t}, \quad t = 1, 2, \dots, n_1 \quad (3.2)$$

$$ISS_t = \beta_1 + \beta_2 T + \varepsilon_{2t}, \quad t = n_1 + 1, \dots, n \quad (3.3)$$

Sendo 1 correspondente a janeiro de 1991, n_1 correspondente a julho de 1994 e n correspondente a dezembro de 2000.

Modelo Restrito:

$$ISS_t = \lambda_1 + \lambda_2 T + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \text{ (com } \lambda_i = \alpha_i = \beta_i) \quad (3.4)$$

Dadas as hipóteses do Teste de Chow, pode-se mostrar que:

$$\text{estatística } F = \left(\frac{S_5}{k} \right) / \left(\frac{S_4}{n_1 + n_2 - 2k} \right) \quad (3.5)$$

Sendo $S_1 = SQR$ restrito, $S_2 = SQR$ pré Plano real, $S_3 = SQR$ pós Plano real, $S_4 = S_2 + S_3$ e $S_5 = S_1 - S_4$.

Esta estatística segue a distribuição F com graus de liberdades dados por:

$$gl = (k, n_1 + n_2 - 2k) \quad (3.6)$$

Sendo gl =graus de liberdade, k =graus de liberdade numerador, $n_1 + n_2 - 2k$ =graus de liberdade do denominador.

Se a estatística F calculada em (3.5) for superior ao valor crítico de F em um nível determinado de α , rejeita-se a hipótese nula de que as regressões (3.2) e (3.3) são iguais. Em outras palavras, rejeita-se a suposição de estabilidade estrutural. De forma alternativa, pode-se também rejeitar a hipótese de estabilidade estrutural

caso o *p-value* do teste de Chow for pequeno. Utilizando o software E-VIEWS, foram encontrados os seguintes resultados para a estatística F e para o *p-value* em agosto de 1994³¹.

Tabela 3.8: Resultado do Teste Chow

Chow Breakpoint Test: 1994:08

F-statistic	32.18735	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	52.97354	Probability	0.000000

O valor de F-statistic (32,19) foi bastante superior ao valor de F crítico tanto para $\alpha=5\%$ (3,07) como para $\alpha=1\%$ (4,71). Já o *p-value* apresentou um valor bastante baixo, sendo praticamente igual a zero. Estes dois fatores fariam com que rejeitássemos a hipótese de que as equações de arrecadação de ISS para os dois períodos em análise seriam iguais.

Hansen (2001), no entanto, levanta uma importante crítica ao teste Chow. Para ele, o teste é limitado pelo fato de que a data de “quebra” da arrecadação deve ser conhecida *a priori*. Desta forma, para a aplicação do teste o pesquisador se vê obrigado a arbitrar uma data ou supô-la em função das características da série histórica.

No primeiro caso, o teste Chow pode ser, caso a verdadeira data de quebra seja “perdida” por arbitrariedade, não informativo. No segundo caso, o teste pode indicar uma data que não é verdadeiramente a de ocorrência de “quebra”.

Este levantamento de Hansen (2001) apresenta correspondência com o estudo da quebra estrutural na arrecadação de ISS ao longo da década de 90. Caso o teste Chow fosse aplicado, sucessivamente, de setembro de 1993 a abril de 1999 poderia se concluir que teriam ocorrido sucessivas quebras no modelo.

³¹ Este resultado foi obtido em função dos seguintes valores: $S_1=5,28E+09$; $S_2=1,38E+09$; $S_3=2,01E+09$; $S_4=3,40E+09$; $S_5=1,48E+09$; $n_1= 43$; $n_2= 77$; e $k=2$.

Capítulo 4 – Modelos de Previsão de Arrecadação de ISS

“Prediction is very difficult, especially if it’s about the future”

Nils Bohr³²

4.1 Introdução

Feitas as observações sobre a evolução das finanças municipais na década de 90 e testada a hipótese de quebra estrutural da arrecadação de ISS, principal receita própria da Cidade do Rio de Janeiro, busca-se, neste capítulo, analisar instrumentais de previsão da arrecadação desta receita e seus graus de eficiência no ano de 2001.

No item 4.2, apresentam-se as estruturas teóricas dos modelos. No item 4.2.1, o de Decomposição Clássica. No item 4.2.2, o de Holt-Winters. E no item 4.2.3, o auto-regressivo integrado de média móvel com sazonalidade (SARIMA (p,d,q) (P,D,Q)).

No item 4.3, são levantados os resultados obtidos. No item 4.3.1, os referentes à Decomposição Clássica. No item 4.3.2, os resultados do modelo de alisamento exponencial. E no item 4.3.3, as projeções do SARIMA ((p,d,q) (P,D,Q)). Todos os valores encontrados são relativos ao ano de 2001, com a série histórica tendo início em janeiro de 1995³³.

Por último, no item 4.4, faz-se o estudo comparativo da eficiência dos modelos. Ou seja, comparam-se os valores previstos com os valores efetivamente realizados. Procura-se, então, determinar qual o modelo que se mostrou mais acurado para a previsão da arrecadação de ISS neste ano.

³²Físico laureado com o prêmio Nobel.

³³Em função da quebra estrutural da arrecadação de ISS em agosto de 1994 (Ver a aplicação do Teste de Chow no capítulo 3).

4.2 Estruturas teóricas dos modelos

4.2.1 A Decomposição Clássica

Até meados da década de 1970, o método da Decomposição Clássica foi um dos principais instrumentos utilizados pela econometria de séries temporais. Para ser feita a decomposição, determina-se a série histórica de dados e faz-se a sua decomposição em quatro componentes, quais sejam: tendência (T), ciclo (C), sazonalidade (S) e termo aleatório (ε).

De acordo com Vasconcellos e Alves (2000), a tendência pode ser entendida como o movimento persistente dos dados em uma dada direção. O ciclo, por sua vez, indicaria o movimento oscilatório em torno da tendência, podendo este ser verificado por períodos prolongados. A sazonalidade indicaria o comportamento regular assumido pela série em algum subperíodo. Já o termo aleatório levaria em consideração movimentos esporádicos e irregulares presentes na série. A combinação destes componentes pode ser feita mediante a forma aditiva ou multiplicativa. No primeiro caso, uma série temporal Y_t seria apresentada como:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

No segundo caso, a série seria descrita como:

$$Y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Onde Y_t é a série temporal; T_t é a tendência da série; C_t o componente cíclico; S_t o componente sazonal; e ε_t o termo aleatório.

A decomposição da série temporal Y_t pode ser praticada por intermédio do instrumental de médias móveis para tratamento de sazonalidade ou através da explicitação dos componentes como função determinista do tempo. Nesta análise, utilizaremos a abordagem de Matias e Campello (2000).

Para isto, o primeiro passo a ser cumprido é verificar a presença (ou não) dos diferentes componentes na série temporal. No caso da arrecadação de ISS, é razoável supor que a tendência esteja presente. Esta presença seria função da crescente importância do setor de serviços na economia carioca pós Plano Real, fato este que se refletiu no crescimento dos valores arrecadados.

Com a finalidade de se estimar a equação de tendência, considera-se o modelo linear para se encontrar a reta que melhor se ajusta aos valores da série histórica da arrecadação de ISS. Procura-se estimar, então, os parâmetros da seguinte equação de tendência:

$$T_t = \beta_1 + \beta_2 t + \varepsilon \quad (4.3)$$

Onde β_1 é o coeficiente linear; β_2 é o coeficiente angular; t é o momento de efetivação da previsão; e ε o termo aleatório.

Utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), utilizam-se as seguintes fórmulas para as estimativas dos parâmetros:

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum yx - (\sum x \cdot \sum xy) / n}{\sum x^2 - (\sum x)^2 / n} \quad (4.4)$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum y - \beta_2 \cdot \sum x}{n} \quad (4.5)$$

Onde y é o valor da arrecadação mensal de ISS; x é o valor de t na série histórica; e n é o número de observações.

Após a estimação da equação de tendência, estima-se o componente de sazonalidade na série. Como o fator de sazonalidade será específico, e dependente das características dos meses imediatamente anteriores aos da entrada efetiva da receita em caixa, faz-se necessário estimar um fator de sazonalidade para cada mês. Para esta finalidade, nota-se que (4.1) pode ser reescrita como:

$$Y_t - T_t = S_t + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

Feita a divisão dos dois lados de (4.6) por T_t , obtém-se o efeito sazonal como função da linha de tendência. Ou seja:

$$s_t = \frac{Y_t - T_t}{T_t} = \frac{S_t + \varepsilon_t}{T_t} \quad (4.7)$$

Onde s_t é o coeficiente de sazonalidade.

O fator de sazonalidade referente a um mês m será, então, definido como o valor médio dos a coeficientes de sazonalidade para este mês:

$$s_m = \frac{\sum_{i=1}^a s_i^m}{a} \quad (4.8)$$

Onde a é o número de dados relativos ao mês m .

Definidos os valores de tendência para cada observação t , e determinado o padrão de regularidade temporal em função dos fatores de sazonalidade, Matias e Campello (2000) sustentam que o componente cíclico, por não apresentar regularidade, deve ser considerado em conjunto com o termo aleatório.

Feita esta consideração, cumpre-se a etapa da previsão da receita. O valor previsto para o mês m , referente a t -ésima observação, será encontrado mediante a aplicação da seguinte equação:

$$Y_t^m = s_m \cdot T_t \quad (4.9)$$

Onde Y_t^m é a previsão de arrecadação de ISS para o período t ; s_m o fator de sazonalidade para o mês m ; e T_t a equação de tendência para a arrecadação de ISSQN no momento t .

Utilizando (4.3), (4.4) e (4.5), a equação de previsão da arrecadação de ISS para o mês m será dada, portanto, pela seguinte equação:

$$Y_t^m = s_m \cdot (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 t) \quad (4.10)$$

Onde Y_t^m é a previsão de arrecadação de ISS para o período t ; s_m o fator de sazonalidade para o mês m ; e β_1 e β_2 os parâmetros estimados para a equação de tendência.

Os desvios entre valores observados e previstos serão tratados como valores aleatórios, sendo estes encontrados por:

$$desvio(C \cdot \varepsilon_t) = Y_t - \hat{T}_t - \hat{S}_t \quad (4.11)$$

Onde \hat{T}_t e \hat{S}_t são os valores estimados dos componentes de tendência e sazonalidade em t .

De forma resumida, a abordagem de Matias e Campello (2000) considera que a série temporal deriva da combinação de uma função determinista temporal (tendência), de um padrão regular (sazonalidade), e de um termo aleatório. Este último componente é o responsável pelo desvio da série de sua trajetória indicada pela função determinista.

4.2.2 O alisamento exponencial

4.2.2.1 A técnica do alisamento exponencial simples e duplo

De acordo com Pindyck e Rubinfeld (1991), a técnica do alisamento providencia um meio de se remover ou, pelo menos, reduzir, as flutuações de curto prazo presentes em séries temporais. Com este objetivo, utiliza-se o recurso das médias móveis exponencializadas. Desta forma, a série temporal Y_t alisada exponencialmente pode ser escrita como:

$$\tilde{Y}_t = \alpha Y_t + \alpha(1-\alpha)Y_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 Y_{t-2} + \dots \quad (4.12)$$

em que α é o parâmetro de alisamento, estando inserido no intervalo $0 < \alpha < 1$.

Para facilitar o cálculo, \tilde{Y}_t poderia ser reescrita como:

$$(1-\alpha)\tilde{Y}_{t-1} = \alpha(1-\alpha)Y_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 Y_{t-2} + \dots \quad (4.13)$$

Subtraindo (4.12) de (4.13), obtém-se a seguinte fórmula recursiva:

$$(1 - \alpha)\tilde{Y}_{t-1} - \tilde{Y}_t = -\alpha Y_t$$

$$\tilde{Y}_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)\tilde{Y}_{t-1} \quad (4.14)$$

Dois idéias podem ser extraídas da técnica do alisamento exponencial simples. De (4.12), percebe-se que, dado α , quanto mais distante a observação estiver de t , menor será a influência desta na série “alisada”. Segundo, quanto mais próximo do valor unitário (1) estiver o parâmetro de alisamento α , maior será o peso atribuído ao valor corrente de Y_t . Sendo assim, maiores valores de α implicam em séries com menor “grau” de amortização. Neste caso, a série “alisada” ficaria mais sujeita às flutuações de curto prazo.

O alisamento exponencial duplo pode ser compreendido como uma ampliação do conceito anterior, bastando “alisar”, de novo, a série \tilde{Y}_t :

$$\tilde{\tilde{Y}}_t = \alpha \tilde{Y}_t + (1 - \alpha)\tilde{\tilde{Y}}_{t-1} \quad (4.15)$$

Caso a intenção seja o alisamento mais “pesado” da série Y_t , porém sem o intuito de serem atribuídos pesos elevados a valores passados, utiliza-se o procedimento descrito em (4.15). Ou seja, “alisa-se” duas vezes a série temporal Y_t . Esta técnica permite que, para um mesmo padrão de alisamento da série temporal, sejam atribuídos valores mais elevados de α .

4.2.2.2 O método de Holt's

O método do alisamento exponencial providencia, de acordo com Granger e Newbold (1986), um instrumental de determinação de algoritmos³⁴ para a previsão de valores. Baseado na técnica do alisamento exponencial, busca-se estimar o nível presente da série de tempo Y_t , e utilizar-se deste para a projeção rápida, não dispendiosa, e relativamente acurada de valores futuros.

³⁴ De acordo com o Aurélio: “*algoritmo* (do lat. med. *algorismos*, *algorithmos*, ‘algarismo’, por infl. do gr. *arithmós*, ‘número’.) *S.m. Mat.* Processo de cálculo, ou de resolução de um grupo de problemas

Para maior eficiência da previsão, alguns cuidados devem ser tomados. Nota-se, por exemplo, que caso a série temporal Y_t apresente tendência, a previsão baseada exclusivamente na equação (4.12) não terá a acurácia desejada. Isto porque esta não consegue fazer projeções de movimentos crescentes ou decrescentes nesta série, nem tampouco diferenciar padrões de entradas de receitas ao longo de um exercício financeiro.

Neste contexto, Pindyck e Rubinfeld (1991) argumentam que a equação de alisamento exponencial simples pode ser modificada pela incorporação de mudanças na tendência de longo prazo. Esta modificação seria a base do método de alisamento exponencial com dois parâmetros de Holt's (α e β).

De acordo com Bowerman e O'Connell (1987), este método serve como ferramenta de previsão para séries que exibem tendência linear. Após observar o valor da série temporal Y no período t (Y_t), este método calcula uma estimativa do nível da série (E_t), e a taxa esperada do aumento ou diminuição da série para o período t (T_t). A função de previsão para um horizonte n ficaria, então, da seguinte forma:

$$\hat{Y}_{t+n} = E_t + nT_t, \quad n = 1, 2, \dots \quad (4.16)$$

em que:

$$E_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)(E_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 < \alpha < 1 \quad (4.17)$$

$$T_t = \beta(E_t - E_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1}, \quad 0 < \beta < 1 \quad (4.18)$$

sendo α e β os parâmetros de alisamento; E_t o nível da série no período t ; e T_t a tendência no período t .

De acordo com (4.16), a previsão para o período $t+n$ (\hat{Y}_{t+n}) será função do nível da série no período t (E_t) mais a influência esperada da tendência para os próximos n períodos de tempo (nT_t).

A fórmula (4.17) pode ser entendida como uma média ponderada de dois componentes de informação relativos ao nível da série no momento t , quais sejam: a observação Y_t e a previsão feita em $t-1$.

Já a equação (4.18) pode ser interpretada como uma média ponderada de dois componentes de informação relativos ao “grau de inclinação”: a diferença entre os níveis estimados em t e $t-1$, e a tendência estimada em $t-1$.

Percebe-se que, caso exista tendência de crescimento, E_t tende a ser maior que E_{t-1} , o que fará com que a diferença ($E_t - E_{t-1}$) seja positiva. Isto tenderá a aumentar o fator de ajustamento da tendência (T_t). Caso exista tendência de queda, vale o levantamento contrário. Sendo assim, as previsões são determinadas em função da suposição de acréscimo ou decréscimo da tendência da série, levando-se em consideração a última estimativa de inclinação (Melo, 2001).

Para se iniciar o algoritmo, deve-se especificar um valor inicial. Neste caso, possíveis valores são:

$$\begin{cases} E_2 = Y_2 \\ T_2 = Y_2 - Y_1 \end{cases} \quad (4.19)$$

Os valores de α e de β (constantes de suavização) são determinados de forma que sejam minimizadas as somas dos quadrados dos erros de previsão um passo à frente, com o erro em cada período t sendo determinado por:

$$\varepsilon_t = Y_t - \hat{Y}_t = Y_t - (E_{t-1} + T_{t-1}), \quad t = 4, 5, \dots \quad (4.20)$$

A soma dos quadrados dos erros dos distintos períodos t é, então, determinado por:

$$\sum_{t=4}^n \varepsilon_t^2 = \sum_{t=4}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2 \quad (4.21)$$

4.2.2.3 O método de Holt-Winters

Além de exibir tendência crescente ou decrescente, séries não estacionárias podem exibir, também, sazonalidade. O método de Holt-Winters pode ser entendido como uma técnica a ser aplicada quando a série temporal Y_t exibe estes dois componentes (Bowerman e O'Connell, 1987).

A incorporação do efeito sazonal pode ser feita da forma aditiva ou multiplicativa. Como cada uma destas formas pode fornecer previsões bastante distintas, a opção deve ser feita em função das características da série temporal Y_t .

Para demonstração do método sazonal aditivo de Holt-Winters, considere que p representa o número de períodos sazonais ao longo do ano³⁵. A função de previsão, por este método, apresenta a seguinte forma:

$$\hat{Y}_{t+n} = E_t + nT_t + S_{t+n-p}, \quad n = 1, 2, \dots, p \quad (4.22)$$

em que:

$$E_t = \alpha(Y_t - S_{t-p}) + (1 - \alpha)(E_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 < \alpha < 1 \quad (4.23)$$

$$T_t = \beta(E_t - E_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1}, \quad 0 < \beta < 1 \quad (4.24)$$

$$S_t = \gamma(Y_t - E_t) + (1 - \gamma)S_{t-p}, \quad 0 < \gamma < 1 \quad (4.25)$$

sendo α , β e γ os parâmetros de alisamento; E_t o nível da série no período t ; T_t a tendência da série no período t ; e S_t o fator sazonal associado ao período p .

³⁵ Para dados trimestrais, $p=4$; para dados mensais, $p= 12$.

A equação (4.22) mostra que a previsão para o período $t+n$ (\hat{Y}_{t+n}) é determinada mediante o ajustamento do nível esperado da série em $t+n$, dado por $(E_t + nT_t)$ pelo fator de sazonalidade associado a este período (S_{t+n-p}).

A equação (4.23) mostra que o nível esperado da série temporal em t leva em consideração a média ponderada dos seguintes valores: o nível esperado da série no período t , antes de se considerar o valor observado em t ($E_{t-1} + T_{t-1}$); e a estimativa dessazonalizada do nível da série no período t , após observar Y_t .

A equação (4.24) também indica a média ponderada entre dois valores. Só que neste caso, o que ela reflete é a taxa esperada, no momento t , de aumento ou diminuição dos valores da série analisada.

Já a equação (4.25), que estima o fator de sazonalidade para cada período p , considera a média ponderada entre dois componentes: a mais recente estimativa do índice de sazonalidade para o período em que t ocorre (S_{t-p}); e a estimativa da sazonalidade associada ao período t , após ser observado Y_t .

O método sazonal multiplicativo de Holt-Winters é bastante similar ao método aditivo. Para sua demonstração, leva-se em consideração, de novo, que p representa o número de fatores sazonais em um ano ($p=4$, para dados trimestrais; $p=12$, para dados mensais).

A função de previsão será dada por:

$$\hat{Y}_{t+n} = (E_t + nT_t)S_{t+n-p}, \quad n = 1, 2, \dots, p \quad (4.26)$$

em que:

$$E_t = \alpha \frac{Y_t}{S_{t-p}} + (1 - \alpha)(E_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 < \alpha < 1 \quad (4.27)$$

$$T_t = \beta(E_t - E_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1}, \quad 0 < \beta < 1 \quad (4.28)$$

$$S_t = \gamma \frac{Y_t}{E_t} + (1 - \gamma) S_{t-p}, \quad 0 < \gamma < 1 \quad (4.29)$$

sendo α , β e γ os parâmetros de alisamento; E_t o nível da série no período t ; T_t a tendência da série no período t ; e S_t o fator sazonal associado ao período p .

Por este método, a previsão para o período $t+n$ (\hat{Y}_{t+n}) é dada pela multiplicação do nível esperado da série temporal no período $t+n$ ($E_t + nT_t$) pela mais recente estimativa da sazonalidade associada a este período (S_{t+n-p}).

O valor esperado do nível da série no período t é obtido de (4.27), que considera uma média ponderada entre os seguintes valores: o nível esperado da série no período t , antes da observação do valor desta no período t ($E_{t-1} + T_{t-1}$); e a estimativa dessazonalizada do nível em t , após a observação Y_t ($\frac{Y_t}{S_{t-p}}$).

Já a estimativa do fator de ajustamento sazonal para cada período é obtido de (4.29), que determina a média ponderada entre dois fatores: o fator que representa o mais recente índice de sazonalidade para o período em que t ocorre (S_{t-p}); e a estimativa de sazonalidade associada ao período t , após a observação Y_t ($\frac{Y_t}{E_t}$).

Como no caso do método de Holt's, deve-se especificar possíveis valores iniciais dos algoritmos. De acordo com Brockwell e Davis (1996), estes poderiam ser:

$$\begin{cases} E_{p+1} = Y_{p+1} \\ T_{p+1} = \left(\frac{Y_{p+1} - Y_1}{p} \right) \\ S_i = Y_i - (Y_i + T_{p+1}(i-1)), \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, p \quad (4.30)$$

Tanto para o método aditivo como para o multiplicativo, os valores de α , β e γ são calculados de forma que seja minimizada a soma dos quadrados

dos erros de previsão dos valores um passo à frente. Neste contexto, cada erro pode ser encontrado por³⁶:

$$\varepsilon_t = Y_t - \hat{Y}_t = Y_t - (E_{t-1} + T_{t-1} + S_{t-p}), \quad t = 14, 15, \dots, n \quad (4.31)$$

A soma dos quadrados dos erros dos distintos períodos t é, então, determinado por:

$$\sum_{t=14}^n \varepsilon_t^2 = \sum_{t=14}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2 \quad (4.32)$$

De acordo com Bowerman e O'Connell (1987), se o efeito sazonal se torna mais pronunciado ao longo do tempo ou, em outras palavras, torna-se proporcional ao nível da série temporal Y_t , o método sazonal multiplicativo de Holt-Winters é mais apropriado que o aditivo. Este último método seria indicado caso as oscilações sazonais fossem aproximadamente constantes.

4.2.3 O SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)

4.2.3.1 Breve levantamento

Os modelos de séries temporais que associam os valores correntes de uma determinada variável a seus valores passados e a seus termos aleatórios correntes e passados são denominados de modelos de séries temporais univariadas. Este tipo de modelo possibilita que sejam elaboradas previsões acuradas, mesmo levando-se em consideração que o modelo econômico não é conhecido (Hill, Griffiths e Judge, 2000).

A metodologia SARIMA (p,d,q)(P,D,Q) pertence a este conjunto de modelos. Neste caso, a série temporal Y_t é analisada como sendo integralmente originária de um processo estocástico. Ou seja, para cada momento t existe um conjunto de valores que a série pode assumir, com cada um destes tendo a sua respectiva probabilidade de vir a ser realizado (Vasconcellos e Alves, 2000).

³⁶ t é definido ao se considerar $p=12$.

Enders (1995) levanta que os elementos observados $\{Y_0, Y_1, Y_2, \dots, Y_t\}$, de uma série temporal $\{Y_t\}$ são considerados como sendo realizações de um processo estocástico. No caso de variáveis discretas, a distribuição de probabilidades de Y_t é dada por uma fórmula que especifica cada possível valor realizado de Y_t à probabilidade associada de realização. Sendo observadas as primeiras t realizações, pode-se determinar os valores esperados de Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots , condicionados aos valores observados de Y_1 a Y_t .

Enders (1995) ressalta que o pilar de modelos de processos estocásticos discretos é o processo de “ruído branco”. Para que este seja verificado, os termos aleatórios devem exibir as seguintes propriedades:

$$\begin{cases} E(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_{t-1}) = \dots = 0 \\ E(\varepsilon_t^2) = E(\varepsilon_{t-1}^2) = \dots = \sigma^2 \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = E(\varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t-j-s}) = 0, \quad \text{para todo } s \text{ e } j \end{cases} \quad (4.33)$$

Além dos termos aleatórios exibirem esta propriedade, a busca da correta especificação do modelo deve levar em consideração, também, a estacionaridade da série temporal $\{Y_t\}$. Um processo estocástico $\{Y_t\}$ é dito fracamente estacionário³⁷ se, para qualquer Y_t , forem satisfeitas as seguintes condições:

$$\begin{cases} E(Y_t) = \mu \\ \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \\ E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] = f(k), \quad k = 1, 2, \dots \end{cases} \quad (4.34)$$

Ou seja, um processo para ser fracamente estacionário deve apresentar média e variância constantes ao longo do tempo. Além disto, deve apresentar covariâncias independentes de t , e dependentes tão somente de k , que é a distância que separa as observações. Com isto, os choques aleatórios são necessariamente

³⁷ Enders (1995; 196) levanta que: “A strongly stationary process need not have a finite mean and/or variance; this terminology implies that weak stationarity can be a more stringent condition than strong stationarity”.

temporários. No decorrer do tempo, estes vão sendo dissipados e a série temporal $\{Y_t\}$ reverte ao nível médio de longo prazo, com variância finita e constante.

A condição necessária de estacionaridade da série se deve ao fato de que o modelo servirá para a elaboração de previsões. E, para isto, devemos supor que suas características permaneçam invariáveis no futuro. Somente desta maneira é que o modelo pode ser considerado como instrumento válido para a previsão (Pokorny, 1987).

Caso a série temporal $\{Y_t\}$ original não seja estacionária, utiliza-se o instrumental da diferenciação quantas vezes forem necessárias, até torná-la estacionária. O número de vezes em que um processo integrado deve se submeter a diferenças é denominado como ordem do processo integrado.

Em relação a isto, Enders (1995) sustenta que a necessidade da segunda diferenciação raramente aparece na análise de séries temporais. Poderia se dizer, então, que processos integrados de ordem 3 (três) ou superiores não são utilizados em trabalhos aplicados.

4.2.3.2 As classes de modelos

4.2.3.2.1 O modelo auto-regressivo (AR)

Neste caso, a série temporal Y_t é descrita somente pelos seus valores realizados e pelos termos aleatórios. O modelo auto-regressivo de ordem 1 (um) (AR(1)) é representado algebricamente por:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.35)$$

sendo ϕ um parâmetro e ε_t "ruído branco".

Para que o modelo auto-regressivo Y_t seja fracamente estacionário, a sua variância deve exibir a propriedade de constância. Desta forma³⁸:

$$\gamma_0 = E(Y_t^2) = E[\phi Y_{t-1} + \varepsilon_t]^2 = \phi^2 \text{var}(Y_{t-1}) + \text{var}(\varepsilon_t)$$

$$\gamma_0 = \phi^2 \gamma_0 + \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_0 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \phi^2} \quad (4.36)$$

Desse modo, a variância da série será finita e não negativa somente se $|\phi| < 1$. Ou seja, para a série Y_t ser estacionária a raiz ϕ deve cair fora do círculo unitário. Além desta restrição, as autocovariâncias devem ser independentes de t , sendo função tão somente da distância k entre dois períodos:

$$\gamma_1 = E[Y_t Y_{t-1}] = E[(\phi Y_{t-1} + \varepsilon_t)(Y_{t-1})]$$

$$\gamma_1 = \phi E[Y_{t-1}^2] + E[Y_{t-1} \varepsilon_t]$$

$$\gamma_1 = \phi^1 \gamma_0$$

N

$$\gamma_k = E[Y_t Y_{t-k}]$$

$$\gamma_k = \phi^k \gamma_0 \quad (4.37)$$

Como $|\phi| < 1$, o maior valor de k implicará em menor autocovariância.

Generalizando, o modelo auto-regressivo AR(p) será o resultado da soma ponderada de seus p valores passados e do “ruído branco” ε_t :

³⁸ Somente para simplificar as deduções, considera-se que Y_t seja a série temporal original deduzida a sua média. Sendo ε_t “ruído branco”, a média de Y_t é igual a zero.

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.38)$$

Utilizando-se do recurso do operador de defasagem B ³⁹, a equação (4.38) pode ser escrita da seguinte forma:

$$Y_t = \phi_1 B Y_t + \phi_2 B^2 Y_t + \dots + \phi_p B^p Y_t + \varepsilon_t$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) Y_t = \varepsilon_t$$

$$\phi(B) Y_t = \varepsilon_t \quad (4.39)$$

Já a variância e a autocovariância do AR(p) são:

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \dots + \phi_p \gamma_p + \sigma_\varepsilon^2 \quad (4.40)$$

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} \quad (4.41)$$

4.2.3.2.2 O modelo de média móvel (MA)

Neste caso, a série temporal Y_t é resultante da combinação linear dos termos aleatórios em t e em períodos anteriores. O modelo MA(1) é descrito como:

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (4.42)$$

sendo θ um parâmetro e a média de Y_t igual a zero⁴⁰.

A variância do modelo MA(1) seria igual a:

$$\gamma_0 = E[Y_t^2] = E[(\varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1})^2] = E[\varepsilon_t^2] + \theta^2 E[\varepsilon_{t-1}^2] - 2\theta E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-1}]$$

$$\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 + \theta^2 \sigma_\varepsilon^2$$

³⁹ $BY_t = Y_{t-1}$; $B^2 Y_t = Y_{t-2}$...

⁴⁰ Como escrito na nota (19), para simplificar a demonstração tem-se a suposição de que Y_t é o desvio em relação à média. Sendo ε_t ruído branco, a média de Y_t será, portanto, igual a zero.

$$\gamma_0 = (1 + \theta^2) \sigma_\varepsilon^2 \quad (4.43)$$

As autocovariâncias são:

$$\gamma_1 = E[Y_t Y_{t-1}] = E[(\varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-1} - \theta \varepsilon_{t-2})]$$

$$\gamma_1 = -\theta \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_2 = E[Y_t Y_{t-2}] = E[(\varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-2} - \theta \varepsilon_{t-3})]$$

$$\gamma_2 = 0$$

\(\infty\)

$$\gamma_k = 0, \text{ para } k \geq 2 \quad (4.44)$$

Diferentemente do parâmetro ϕ do AR(1), não se tem restrição relacionada ao parâmetro θ do MA(1) para que a série seja estacionária. No entanto, existe restrição sobre este para que o modelo MA(1) seja apresentado como um modelo auto-regressivo de ordem infinita (AR(∞)).

A inversão do modelo MA(1) em um modelo auto-regressivo é feita mediante a substituição de ε_{t-1} por $Y_{t-1} + \theta \varepsilon_{t-2}$ ⁴¹. Fazendo substituições sucessivas dos termos aleatórios defasados, encontra-se o seguinte resultado final:

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta Y_{t-1} - \theta^2 Y_{t-2} - \theta^3 Y_{t-3} - \dots \quad (4.45)$$

Para que Y_t seja estacionária, o módulo de θ deve ser menor que 1 (um). Esta restrição é denominada de condição de invertibilidade de Y_t . O modelo de média móvel (MA) genérico leva em consideração q valores defasados de ε , apresentando a seguinte indicação:

⁴¹ Sendo $Y_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$, e $Y_{t-1} = \varepsilon_{t-1} - \theta \varepsilon_{t-2}$, define-se que $\varepsilon_{t-1} = Y_{t-1} + \theta \varepsilon_{t-2}$.

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (4.46)$$

De acordo com este modelo, portanto, a série temporal Y_t é obtida através da soma ponderada do valor corrente e dos valores passados do termo aleatório (suposto “ruído branco”). Por intermédio do operador de defasagem, (4.46) pode ser, então, reescrita da seguinte forma:

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta_1 B \varepsilon_t - \theta_2 B^2 \varepsilon_t - \dots - \theta_q B^q \varepsilon_t$$

$$Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t$$

$$Y_t = \theta(B) \varepsilon_t \quad (4.47)$$

E a variância e a autocovariância do modelo geral são dadas pelas seguintes equações:

$$\gamma_0 = (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2) \sigma_\varepsilon^2 \quad (4.48)$$

$$\gamma_k = (-\theta_k + \theta_1 \theta_{k+1} + \theta_2 \theta_{k+2} + \dots + \theta_{q-k} \theta_q) \sigma_\varepsilon^2, \quad \text{para } k > q, \gamma_k = 0 \quad (4.49)$$

4.2.3.2.3 O modelo auto-regressivo de média móvel (ARMA)

Por este, a série temporal Y_t é função de seus valores históricos e pelos termos aleatórios corrente e passados. Em sua versão mais simples, este modelo é definido como:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (4.50)$$

Sua variância é encontrada por:

$$\gamma_0 = \frac{(1 + \theta^2 - 2\phi\theta) \sigma_\varepsilon^2}{1 - \phi^2} \quad (4.51)$$

Por (4.51), percebe-se que para a série ser estacionária deve ser respeitada a condição $|\phi| < 1$. Já para que o ARMA(1,1) seja invertível, o módulo de θ deve ser menor que 1 ($|\theta| < 1$). As autocovariâncias deste modelo são encontradas por:

$$\gamma_1 = \phi\gamma_0 - \theta\sigma_\varepsilon^2 = \frac{(1-\phi\theta)(\phi-\theta)}{1-\phi^2}\sigma_\varepsilon^2$$

ℵ

$$\gamma_k = \phi\gamma_{k-1}, \text{ para } k \geq 2 \quad (4.52)$$

A especificação genérica de um ARMA(p,q) é:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (4.53)$$

Mediante o operador de defasagem, (4.53) pode ser escrita como:

$$Y_t = (\phi_1 B + \phi_2 B^2 + \dots + \phi_p B^p) Y_t + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t$$

$$\phi(B) Y_t = \theta(B) \varepsilon_t \quad (4.54)$$

Para que um ARMA(p,q) seja um processo estacionário e invertível, todas as raízes de $\phi(B)=0$ e de $\theta(B)=0$ devem cair fora do círculo unitário.

4.2.3.2.4 O modelo auto-regressivo integrado de média móvel (ARIMA)

Quando a série temporal analisada não observar a condição de estacionaridade, deve-se aplicar diferenças até que esta condição se torne válida. O número de diferenças necessárias é denominado ordem de integração (I).

Sendo Y_t estacionária após ser diferenciada d vezes, com a série derivada deste processo podendo ser descrita como um modelo ARMA(p,q), diz-se que a série temporal Y_t segue um modelo ARIMA(p,d,q), podendo este ser representado por:

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + \dots + \phi_p W_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (4.55)$$

sendo $W_t = \Delta^d Y_t$

Utilizando o operador de defasagem B , (4.55) pode ser rescrita como:

$$\begin{aligned} (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) W_t &= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t \\ (1 - B)^d \phi(B) Y_t &= \theta(B) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.56)$$

sendo $W_t = (1 - B)^d Y_t$

Nota-se que no modelo ARIMA(p,d,q), o polinômio $(1 - B)^d \phi(B) = 0$ apresenta d raízes sobre o círculo unitário e p raízes fora do círculo unitário.

4.2.3.2.5 Os modelos sazonais

Caso as séries analisadas apresentem dados históricos mensais ou trimestrais, por exemplo, ganha importância a observância da correlação serial entre períodos de tempo distantes entre si, ao longo do ano, por s períodos, sendo s o número de observações verificadas neste período (ou seja, $s=12$ para dados mensais; $s=4$, para dados trimestrais).

Isto se mostra relevante no caso da arrecadação do ISSQN na Cidade do Rio de Janeiro. Em janeiro, por exemplo, a receita tende a apresentar o pico de arrecadação em função do aquecimento da atividade do setor de serviços em dezembro⁴². Desta forma, a correlação entre as receitas dos meses de janeiro

⁴² Deve-se lembrar que o caixa de janeiro tem como mês de competência dezembro.

deve ser alta, devendo superar a verificada entre os meses de janeiro e fevereiro, por exemplo.

Neste contexto é que se deve compreender a utilização dos modelos ARIMA sazonais, também conhecidos por SARIMA. Esta classe de modelagem possibilita que se capte as correlações entre instantes de tempo t múltiplos de s .

- **modelo sazonal auto-regressivo (SAR(P))**

Este modelo corresponde à versão sazonal do AR(p):

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-s} + \Phi_2 Y_{t-2s} + \dots + \Phi_p Y_{t-ps} + \varepsilon_t$$

$$(1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}) Y_t = \varepsilon_t$$

$$\Phi(B^s) Y_t = \varepsilon_t \quad (4.57)$$

- **modelo sazonal de média móvel (SMA(Q))**

Este corresponde à versão sazonal do MA(q):

$$Y_t = \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-s} - \Theta_2 \varepsilon_{t-2s} - \dots - \Theta_Q \varepsilon_{t-Qs}$$

$$Y_t = (1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_Q B^{Qs}) \varepsilon_t$$

$$Y_t = \Theta(B^s) \varepsilon_t \quad (4.58)$$

- **modelo sazonal auto-regressivo de média móvel (SARMA(P,Q))**

Já este corresponde à versão sazonal do ARMA(p,q):

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-s} + \Phi_2 Y_{t-2s} + \dots + \Phi_p Y_{t-ps} + \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-s} - \dots - \Theta_Q \varepsilon_{t-Qs}$$

$$(1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}) Y_t = (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}) \varepsilon_t$$

$$\Phi(B^s) Y_t = \Theta(B^s) \varepsilon_t \quad (4.59)$$

- **modelo sazonal auto-regressivo integrado de média móvel (SARIMA(P,D,Q))**

O SARIMA(P,D,Q) se aplica a séries originais não estacionárias, que após D diferenças sazonais podem ser descritas por um processo estocástico sazonal estacionário SARMA(P,Q). Generalizando, este modelo pode ser escrito como:

$$W_t = \Phi_1 W_{t-s} + \dots + \Phi_p W_{t-ps} + \varepsilon_t - \Theta_1 \varepsilon_{t-s} - \dots - \Theta_q \varepsilon_{t-qs}$$

$$(1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps}) W_t = (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_q B^{qs}) \varepsilon_t$$

$$\Phi(B^s)(1 - B^s)^D = \Theta(B^s) \varepsilon_t \quad (4.60)$$

Sendo $W_t = \Delta^D Y_t$ e D a ordem de integração sazonal.

- **modelo sazonal multiplicativo geral**

A classe de modelos sazonais considera tão somente as correlações existentes entre as observações em t , $t-s$, $t-2s$, etc. Quando se considera, em conjunto, as correlações temporais entre observações em períodos de tempo sucessivos, encontra-se o modelo sazonal multiplicativo geral ARIMA(p,d,q)x(P,D,Q)_s. Este é determinado como:

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{ps})(1 - B)^d (1 - B^s)^D Y_t = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)(1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_q B^{qs}) \varepsilon_t$$

$$\phi(B)\Phi(B^s)\Delta^d \Delta_s^D Y_t = \theta(B)\Theta(B^s) \varepsilon_t \quad (4.61)$$

Desta forma, o modelo sazonal multiplicativo geral combina os modelos ARIMA sazonal e não sazonal.

4.2.3.3 A metodologia Box-Jenkins⁴³

4.2.3.3.1 Etapas da metodologia Box-Jenkins

A metodologia Box-Jenkins objetiva determinar um modelo estocástico linear da classe ARIMA (ou SARIMA) que, por hipótese, tenha gerado a série temporal Y_t (Granger e Newbold, 1996). Para esta determinação, quatro etapas iterativas devem ser cumpridas.

1ª etapa: Identificação do modelo

De forma resumida, esta etapa consiste em identificar quais dos “filtros” AR, I e MA (e SAR, I e SMA) fazem parte do processo estocástico que gerou a série temporal Y_t , bem como identificar as suas respectivas ordens (Vasconcelos e Alves, 2000). Esta é a etapa mais complexa da metodologia, não havendo consenso em relação à melhor estratégia a ser usada (Granger e Newbold, 1986).

De acordo com Enders (1995), deve-se, primeiro, analisar o “mapa” da série temporal Y_t e suas funções de autocorrelação (FAC) e de autocorrelação parcial (FACP). No caso da análise gráfica, “plotando-se” cada observação da seqüência Y_t contra t se obtém informações relativas a *outliers*, valores perdidos e quebras estruturais. Além disto, a presença de tendência pronunciada ou a aparência de variância e média que não sejam constantes servem como indicativo da não estacionaridade da série. Esta primeira verificação deve ser complementada pela análise da FAC e da FACP.

O teste final da não estacionaridade da série pode ser feito mediante o teste da raiz unitária aumentado de Dickey-Fuller (teste ADF). Para a aplicação deste, deve-se definir, primeiro, o número ótimo da defasagem temporal da série pelos critérios de Schwarz (BIC) e Akaike (AIC). Caso seja validada a hipótese de não estacionaridade pelo teste ADF, a série temporal Y_t deve ser diferenciada quantas vezes forem necessárias, até que se torne estacionária.

⁴³ Os conceitos tratados nesta parte serão apresentados no item a seguir.

Somente com a série temporal sendo estacionária é que se busca a seleção de valores de p , d , q (e P , D , Q , no caso da presença da sazonalidade). Para esta finalidade são utilizados, de novo, os instrumentais da FAC e da FACP.

2ª etapa: Estimação do modelo

Considerando válida a condição de estacionaridade, e verificadas possíveis configurações de modelos na etapa da identificação, a etapa da estimação leva em consideração três aspectos: a parcimônia do modelo; as condições de estacionaridade e de invertibilidade; e a qualidade do ajuste (Enders, 1995).

O aspecto da parcimônia considera que a incorporação de coeficientes adicionais se, por um lado, aumenta o grau de ajuste, por outro reduz os graus de liberdade. De acordo com Box e Jenkins (1970), modelos que sejam parcimoniosos geram melhores projeções que as configurações sobreparametrizadas. O objetivo, portanto, é se aproximar do verdadeiro processo gerador sem que, no entanto, simule-se o exato processo (Enders, 1995).

A abordagem de Box e Jenkins pressupõe que o modelo seja tanto estacionário como invertível. Do ponto de vista formal, Y_t é invertível se puder ser representado por um processo auto-regressivo de ordem infinita ou convergente⁴⁴. Este aspecto é relevante pois a FAC e a FACP pressupõem, de forma implícita, que a série em questão possa ser representada por um modelo auto-regressivo.

Para se verificar a qualidade do ajuste do modelo, utilizam-se, de forma complementar à FAC e à FACP, os critérios AIC e BIC. Estes critérios têm como principal atributo a “penalização” dos modelos com muitos parâmetros, escolhendo-se aqueles mais parcimoniosos (Vasconcellos e Alves, 2000).

3ª etapa: Diagnóstico do modelo

Para se fazer a verificação da correta especificação do modelo ARIMA(p,d,q) ou SARIMA(p,d,q)(P,D,Q), analisa-se o termo aleatório ε_t , que deve apresentar as

propriedades de um ruído branco. Caso estas propriedades não sejam verificadas, deve-se reiniciar a tentativa de seleção do modelo pela 1ª etapa, o que ressalta a característica iterativa desta metodologia (Gujarati, 2000).

Com este objetivo, a prática comum é “plotar” os resíduos para verificar a presença de *outliers* e evidenciar períodos em que o modelo não se ajusta bem aos dados. Neste contexto, torna-se importante que os resíduos do modelo estimado não sejam serialmente correlacionados.

Para esta checagem, deve-se construir a FAC e a FACP destes resíduos. Feito isto, pode-se verificar pela estatística de Ljung-Box (estatística Q) se todas as autocorrelações residuais ou autocorrelações parciais são estatisticamente significantes.

De acordo com Enders (1995), não existe um nível de significância que possa ser considerado o “mais apropriado”. Dois pontos, porém, ajudam a definir se um modelo está bem ajustado: a presença de correlações residuais marginais que sejam significantes; e valores da estatística Q que sejam significantes ao nível de 10%. Nestas circunstâncias, torna-se possível formular um modelo melhor ajustado.

Cabe ressaltar que o coeficiente de determinação (R^2) não desempenha, para estas classes de modelos, o mesmo papel que na análise de regressões. Isto porque, para os modelos ARIMA e SARIMA, o R^2 se associa aos parâmetros e não à variância residual (Vasconcellos e Alves, 2000).

4ª etapa: Previsão

Estando o modelo identificado, estimado e diagnosticado, cumpre-se a etapa da previsão de valores futuros. Talvez o mais importante uso destas classes de modelos seja, exatamente, a previsão dos valores da sequência Y_t ⁴⁵.

⁴⁴ Ver item 1.2.3.2.2.

⁴⁵ Este é um ponto ressaltado por diversos autores.

As previsões de um modelo ARIMA(p,d,q) são não viesadas. Isto não significa, porém, que sejam acuradas. Em relação a este aspecto, deve-se ressaltar que a variância do erro de previsão é função crescente de j , sendo j o momento de previsão futura. Desta forma, pode-se dizer que as previsões de curto prazo são mais confiáveis que as de longo prazo (Enders, 1995).

4.2.3.3.2: Conceitos relevantes

- **A função de autocorrelação (FAC):**

A autocorrelação entre Y_t e Y_{t-k} é dada por:

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(Y_t, Y_{t-k})}{\text{var}(Y_t)} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (4.62)$$

A sequência de pares (k, ρ_k) , sendo $k = 1, 2, \dots$, é denominada função de autocorrelação.

Como não se sabe a verdadeira função de autocorrelação, na prática se utiliza a função de autocorrelação amostral. Esta é expressa por:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (4.63)$$

sendo n o número de observações da série Y_t .

A função de autocorrelação é um importante instrumental para mensurar o grau de dependência entre os valores de uma série Y_t em distintos momentos do tempo. Os valores desta função medem, portanto, o “peso” da memória do processo. Para dados que apresentem tendência, a FAC exibirá decaimento lento à medida que t aumenta, o que servirá como indicativo de não estacionaridade (Melo, 2001).

Este “peso” pode ser visto, graficamente, pelo correlograma, que mostra os valores das autocorrelações amostrais a cada período de defasagem. As linhas

tracejadas do correlograma representam limites de significância, acima dos quais as autocorrelações são significativamente diferentes de zero (Brockwell e Davis, 1996).

- **A função de autocorrelação parcial (FACP):**

O coeficiente de autocorrelação parcial de ordem k mensura a correlação existente entre Y_t e Y_{t-k} , após ser retirada a influência de $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k+1}$ sobre Y_t . Os coeficientes ϕ_{jj} , $j=1,2,\dots$, serão dados pelos últimos coeficientes β_{jj} de cada uma das autoregressões a seguir:

$$Y_t = \beta_{11}Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \rightarrow \phi_{11} = \beta_{11}$$

$$Y_t = \beta_{11}Y_{t-1} + \beta_{22}Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad \rightarrow \phi_{22} = \beta_{22}$$

∴

$$Y_t = \beta_{k1}Y_{t-1} + \beta_{k2}Y_{t-2} + \dots + \beta_{kk}Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad \rightarrow \phi_{kk} = \beta_{kk} \quad (4.64)$$

Os valores de ϕ_{jj} podem também ser obtidos das equações de *Yule-Walker* para sucessivos valores de j :

$$\rho_1 = \phi_1 + \phi_2\rho_1 + \dots + \phi_k\rho_{k-1}$$

$$\rho_2 = \phi_1\rho_1 + \phi_2 + \dots + \phi_k\rho_{k-2}$$

∴

$$\rho_k = \phi_1\rho_{k-1} + \phi_2\rho_{k-2} + \dots + \phi_k \quad (4.65)$$

A sequência de pares (j, ϕ_j) corresponde à função de autocorrelação parcial. Para serem obtidas as estimativas dos coeficientes de autocorrelação parcial, podem ser aplicados dois instrumentais. Primeiro, aplica-se mínimos quadrados

ordinários nas auto-regressões afim de que sejam estimados os coeficientes β_{jj} . Segundo, substitui-se ρ_j por r_j nas equações de *Yule-Walker*.

De acordo com Quenoville (1949), os coeficientes de autocorrelação parcial ϕ_{jj} seguem a distribuição normal com média zero e variância $1/n$, para $j > p$ ($\phi_{jj} \rightarrow N(0; 1/n)$, para $j > p$)⁴⁶. Com isto, os testes de hipóteses e os intervalos de confiança usuais podem ser utilizados para se analisar a significância estatística de ϕ_{jj} .

Enders (1995) apresenta um quadro resumo das características das funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial para os modelos ARIMA(p,d,q). Este se encontra na tabela 4.1.

Tabela 4.1: Propriedades da FAC e da FACP

Processo	FAC	FACP
Ruído branco	Todo $\rho_s = 0$	Todo $\phi_{ss} = 0$
AR (1): $\phi_1 > 0$ AR (1): $\phi_1 < 0$ AR (p)	Decaimento exponencial direto: $\rho_s = a_1^s$ Decaimento oscilatório: $\rho_s = a^s$ Decaimento em direção a zero. Coeficientes podem oscilar.	$\phi_{11} = \rho_1$; $\phi_{ss} = 0$ para $s (> \text{ou } =) a 2$ $\phi_{11} = \rho_1$; $\phi_{ss} = 0$ para $s (> \text{ou } =) a 2$ Picos até o lag p. Todos $\phi_{ss} = 0$ para $s > p$
MA (1): $\theta > 0$ MA (1): $\theta < 0$	"Pico" positivo no lag 1. $\rho_s = 0$ para $s (> \text{ou } =) a 2$ "Pico" negativo no lag 1. $\rho_s = 0$ para $s (> \text{ou } =) a 2$	Decaimento oscilatório: $\phi_{11} > 0$ Decaimento: $\phi_{11} < 0$
ARMA (1,1): $\phi_1 > 0$ ARMA (1,1): $\phi_1 < 0$	Decaimento exponencial a partir do lag 1. Decaimento oscilatório a partir do lag 1.	Decaimento oscilatório a partir do lag 1. Decaimento exponencial a partir do lag 1.
ARMA (p,q)	Decaimento (direto ou oscilatório) a partir do lag q	Decaimento (direto ou oscilatório) a partir do lag p

Fonte: Enders (1995)

- **teste de Dickey-Fuller (testando a hipótese de raiz unitária):**

A presença da raiz unitária em uma série temporal faz com que esta seja tratada como uma série temporal de caminho aleatório. E o caminho aleatório é um exemplo de série temporal não estacionária (Gujarati, 2000).

A finalidade de aplicação do teste de raiz unitária é a verificação da ordem de integração do processo gerador da série temporal Y_t . O número de diferenças

necessárias para tornar a série original estacionária deriva, exatamente, da quantidade de raízes que se encontram sobre o círculo unitário, daí a denominação do teste (Vasconcellos e Alves, 2000).

O teste de Dickey-Fuller, neste contexto, serve como instrumento de verificação da presença da raiz unitária em Y_t quando o processo gerador pode ser descrito por alguma das equações a seguir:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.66)$$

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.67)$$

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.68)$$

sendo ε_t ruído branco e t a variável de tendência (ou tempo). Testa-se $H_0 : \rho = 1$ (presença de raiz unitária).

Em (4.66), tem-se a presença tanto do intercepto como da tendência. Em (4.67), a regressão é escrita com intercepto, porém sem o componente de tendência. Já a equação (4.68) não leva em consideração nem o intercepto nem a tendência.

Ao se subtrair Y_{t-1} de ambos os lados das equações acima, elas podem ser reescritas como:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.69)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.70)$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.71)$$

sendo $\gamma = \rho - 1$. Desta forma, testar $H_0 : \rho = 1$ (raiz unitária) é equivalente a testar $H_0 : \gamma = 0$

⁴⁶ De acordo com Enders (1995), a FACP para um processo auto-regressivo puro de ordem p apresenta um “corte” para zero para defasagens maiores que p .

Para se verificar a presença da raiz unitária no processo gerador, estimam-se as equações (4.69) a (4.71) por mínimos quadrados ordinários, e se compara as estatísticas τ (tau) encontradas com os valores críticos gerados por Dickey-Fuller baseados em simulações de Monte Carlo⁴⁷.

Caso o valor absoluto da estatística τ exceda o valor crítico absoluto encontrado por Dickey-Fuller, não se rejeita a hipótese de que a série temporal Y_t seja estacionária. Caso o valor desta estatística seja menor que o valor crítico, esta série é dita não estacionária (aceita-se a hipótese nula).

De acordo com Enders (1995), o teste de Dickey-Fuller se mostra relevante pois a inspeção da função de autocorrelação serve somente como indicador inicial da presença da tendência na série. Um decaimento lento da função de autocorrelação (FAC) poderia ser compreendido como um primeiro “sinal” de presença da raiz unitária.

Apesar deste indicativo, a distinção entre séries temporais estacionárias e não estacionárias seria bastante imprecisa pela análise única do correlograma. Isto se daria, principalmente, nos casos em que a raiz não fosse unitária mas apresentasse valor próximo a unidade. O Dickey-Fuller aparece, então, como um teste formal para a constatação ou não desta raiz.

Partindo-se das equações anteriores, pode-se ampliar o teste Dickey-Fuller para equações auto-regressivas de ordem superior. Neste contexto, e considerando o processo auto-regressivo de p -ésima ordem, as equações (4.69) a (4.71) podem ser reescritas como:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \partial_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.72)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \partial_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.73)$$

⁴⁷ De acordo com Enders, diversos autores ressaltam ser inapropriado o uso da estatística t . Por isso se utiliza

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.74)$$

Quando o teste é aplicado nestas equações, o teste passa a ser denominado de *teste aumentado de Dickey-Fuller* (ADF). A estatística deste teste tem a mesma distribuição assintótica da estatística de Dickey-Fuller, podendo-se usar os mesmos valores críticos (Gujarati, 2000).

De acordo com Enders (1995), em função do não conhecimento do verdadeiro processo gerador, a defasagem na qual deve ser aplicado o teste ADF é desconhecida. Para a definição desta, dois aspectos devem ser, então, ponderados.

O primeiro é o fato de que a inclusão de diversos *lags* reduz o poder do teste de rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, posto que se perde graus de liberdade em função do número adicional de parâmetros a serem estimados e em razão da redução do número de observações pela aplicação de maior defasagem. Já o segundo aspecto seria o fato de que um número diminuto de *lags* pode não capturar o processo de geração de erros.

A ponderação destes dois aspectos passa pelo cálculo dos critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (BIC) para um conjunto possível de modelos. A defasagem escolhida seria aquela que apresentasse os menores valores para estes critérios.

Cabe frisar que a inclusão apropriada dos regressores determinísticos para o teste de raiz unitária nunca será conhecida com certeza absoluta. No entanto, deve-se levar em consideração que a incorporação de menos ou mais regressores que o número apropriado pode fazer com que o teste da presença da raiz unitária falhe. Para isto ser evitado, Doldado, Jenkinson e Sosvilla-Rivera (1990) sugeriram o cumprimento das seguintes etapas.

A primeira seria iniciar com o modelo menos restrito (que inclui tendência e intercepto), e aplicar o teste ADF na defasagem definida pelos critérios AIC e BIC.

a estatística τ (tau).

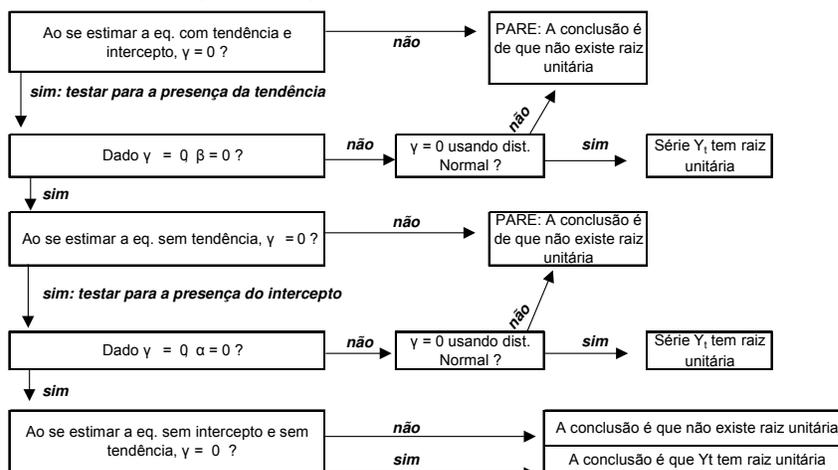
Se a hipótese de raiz unitária for rejeitada, conclui-se que Y_t é estacionária. Caso contrário, parte-se para a segunda etapa.

Nesta, faz-se necessário determinar se foram incluídos muitos regressores determinísticos na primeira etapa. Testa-se, então, a significância do coeficiente da tendência (τ_{β_t}). Se este for significativo, a série temporal tem raiz unitária. Se não for, retira-se este coeficiente e se cumpre a terceira etapa.

Nesta, estima-se a equação sem tendência e com intercepto. Se a hipótese nula for rejeitada, a série Y_t é estacionária. Caso esta não seja rejeitada, testa-se a significância do coeficiente do intercepto τ_{α_t} . Caso o coeficiente seja significativo, a série Y_t tem raiz unitária. Se o coeficiente do intercepto não for significativamente diferente de zero, estima-se a equação sem o coeficiente do intercepto.

Na quarta e última etapa, aplica-se o teste ADF no modelo mais restrito (sem tendência e sem intercepto). Sendo a hipótese nula rejeitada, determina-se que Y_t não contém raiz unitária. Caso a hipótese nula não seja rejeitada, conclui-se que a série temporal Y_t é não estacionária. A figura 4.1 apresenta um resumo destas etapas:

Figura 4.1: Procedimento para testar a hipótese de raiz unitária (teste ADF):



- **Os critérios de Akaike e de Schwarz:**

Para se identificar a correta especificação do modelo, faz-se necessário levar em consideração a qualidade do ajuste dos dados. Se por um lado *lags* adicionais dos componentes auto-regressivos e/ou de médias móveis ocasionam redução da soma dos quadrados dos resíduos estimados, por outro esta inclusão promove tanto a estimação de outros coeficientes, com perda de graus de liberdade, como a redução da performance da previsão do modelo ajustado (Enders, 1995).

Diante desta dificuldade da etapa de identificação do modelo, procurou-se adotar critérios de seleção de modelos que buscam responder ao dilema entre reduzir a soma dos quadrados dos resíduos com modelos que sejam os mais parcimoniosos.

Os dois critérios mais comuns são o *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Schwarz Bayesian Criterion* (BIC):

$$AIC = \ln \sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{2(p+q)}{n} \quad (4.75)$$

$$BIC = \ln \sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{(p+q)\ln(n)}{n} \quad (4.76)$$

Os dois critérios levam em consideração três componentes: a variância estimada de ε_t ; o tamanho da amostra n ; e os valores das defasagens p e q . Ao se comparar dois modelos, A e B, A será melhor ajustado que o modelo B caso os valores dos critérios AIC e/ou BIC forem inferiores aos do modelo B⁴⁸.

Frise-se que não é indicada, para a correta identificação do modelo, o uso exclusivo destes dois critérios. Para este objetivo, são indicados dois passos complementares. O primeiro é a análise das funções de autocorrelação (FAC) e de autocorrelação parcial (FACP), que faz uma triagem inicial de possíveis

⁴⁸ De acordo com Enders (1995), em amostras grandes o critério BIC apresenta propriedades superiores.

modelos. Feita esta pré-seleção, calcula-se, então, os valores de AIC e BIC. Isto promove uma segunda triagem, com a seleção dos modelos que apresentem os menores valores para estes critérios. Definidos estes, parte-se para a etapa da estimação (Melo, 2001).

- **teste de Ljung-Box (a análise dos resíduos):**

Um instrumental utilizado para verificar a qualidade do modelo estimado é a análise dos resíduos deste modelo. Caso este estiver corretamente especificado, os resíduos devem se comportar como ruído branco. Em particular, seus coeficientes de autocorrelação devem ser estatisticamente iguais a zero, posto que a dinâmica dos dados já deve ter sido capturada pelo modelo (Vasconcellos e Alves, 2000).

Para testar a existência da autocorrelação residual, podem ser feitos testes individuais ou testes conjuntos para os coeficientes de autocorrelação $r_k(\hat{\varepsilon})$. De acordo com Enders (1995), para amostras que não sejam pequenas ou médias o teste conjunto apresenta melhor performance, o que o torna recomendável. Para se fazer este teste conjunto se utiliza o instrumental da estatística Q de Ljung-Box:

$$Q(k) = n(n+2) \sum_{k=1}^k \frac{r_k^2(\hat{\varepsilon})}{n-k} \quad (4.77)$$

$Q(k)$ tem distribuição χ^2 com $k - p - q$ graus de liberdade.

Os valores da estatística Q devem ser comparados aos valores críticos da tabela da distribuição qui-quadrado (χ^2) a um determinado nível de significância. Sendo o valor de Q maior que o valor crítico, rejeita-se a hipótese de que as correlações não são significantes. Neste caso, rejeitar esta hipótese significa aceitar a alternativa de que pelo menos uma autocorrelação não é igual a zero.

Cabe salientar que o valor de k deve ser pelo menos igual a raiz quadrada do número de observações da amostra (Cribari-Neto, 2000). Convém lembrar, também, que a aplicação do teste Q não invalida a análise complementar do gráfico dos resíduos, que tem como objetivo verificar a hipótese de variância residual constante ao longo do tempo (Vasconcellos e Alves, 2000).

- **Teste para a capacidade preditiva dos modelos:**

Um instrumental para o estabelecimento da capacidade preditiva dos modelos é a análise dos resíduos. Estes podem ser compreendidos como o desvio entre valores realizados e previstos:

$$\varepsilon_t = Y_t - \hat{Y}_t \quad (4.78)$$

Na hipótese de que elevados desvios entre valores previstos e realizados sejam considerados como principal fator de “penalização” da acurácia dos modelos, Kvanli, Guynes e Pavur (1996) indicam como índice a ser analisado o erro quadrático médio (MSE). Este índice leva em consideração a média dos valores ao quadrado de cada um dos resíduos:

$$MSE = \frac{\sum \varepsilon_t^2}{n} \quad (4.79)$$

Sendo ε_t o valor de cada um dos resíduos e n o número de previsões.

4.3 Resultados dos modelos

4.3.1 Decomposição Clássica

O primeiro passo para a previsão dos valores de arrecadação de ISS pelo modelo de decomposição clássica é a estimação da equação de tendência da série histórica. As estimativas dos coeficientes linear (β_1) e angular (β_2) foram feitas pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Já o componente cíclico foi considerado junto ao termo aleatório, sendo os dois tratados como desvios em

relação à equação da tendência. Os valores estimados dos parâmetros e a equação da tendência estão apresentados na tabela 4.2.

Tabela 4.2: Estimativa da equação de tendência

Parâmetro	Estimativa MQO
β_1 (coeficiente linear)	59972,3
β_2 (coeficiente angular)	311,1
Equação estimada da Tendência	
$T_t = 59.972,3 + 311,1 t + e_t$	

Fonte: Excel

O segundo passo a ser cumprido para a previsão se refere à estimação dos fatores de sazonalidade mensais. Esta estimativa é feita em função da razão entre dois componentes: a diferença entre o realizado e o estimado pela equação da tendência; e o próprio valor estimado pela reta da tendência de arrecadação (equação 4.7). Como a amostra apresenta 6 (seis) valores para cada mês, a abordagem de Matias e Campello (2000) determina que o fator de sazonalidade mensal a ser considerado deva ser o valor médio (equação 4.8).

Tabela 4.3: Coeficientes de Sazonalidade

item / Período	jan	fev	mar	abr	mai	jun	jul	ago	set	out	nov	dez
Fator de Sazonalidade	1,092915	0,927934	0,927210	0,958390	0,949649	1,003615	0,979328	1,033209	1,038035	1,013777	1,019783	1,054519

Como se verifica, a arrecadação de ISS apresenta, ao longo do ano, pico sazonal em janeiro. Este fato é justificado, principalmente, pelo aquecimento da atividade econômica (e do setor de serviços) no mês imediatamente anterior⁴⁹. Já os menores fatores de sazonalidade são encontrados nos meses de fevereiro e março. No último caso, a principal variável explicativa é o menor número de dias úteis do mês de fevereiro. Em termos semestrais, os maiores coeficientes de sazonalidade são verificados no período final do ano.

Para a previsão dos valores se leva em consideração, então, os valores estimados para a equação de tendência e para os fatores sazonais mensais. Os desvios entre projetado e realizado são considerados como termos aleatórios. A seguir, encontram-se os valores previstos para o ano de 2001 pelo modelo de

⁴⁹ O caixa de janeiro tem como mês de competência dezembro.

decomposição clássica. Mostra-se, também, os desvios e o erro quadrático médio (MSE) da previsão. Apesar dos valores previstos para os meses de abril e setembro terem apresentado erros significativos, verifica-se que para o ano a previsão se mostrou bastante acurada (percentual de erro de 0,43%).

Tabela 4.4: Comparativo Realizado X Previsão

Data	Realizado	Previsão	Previsto X Realizado (%)	MSE
jan/01	91.464	90.364	-1,20%	1.211.165
fev/01	76.891	77.012	0,16%	14.614
mar/01	76.191	77.240	1,38%	1.100.827
abr/01	87.399	80.135	-8,31%	52.765.749
mai/01	81.198	79.700	-1,84%	2.243.424
jun/01	85.008	84.541	-0,55%	218.297
jul/01	83.223	82.800	-0,51%	179.130
ago/01	84.071	87.677	4,29%	13.000.253
set/01	82.904	88.409	6,64%	30.307.326
out/01	83.174	86.659	4,19%	12.144.998
nov/01	86.693	87.489	0,92%	633.803
dez/01	90.286	90.797	0,57%	261.689
Total	1.008.503	1.012.824	0,43%	9.506.773

Fonte: Superintendência de Orçamento - F/SOR

4.3.2 Alisamento Exponencial (método de Holt-Winters)

A aplicação do método de Holt-Winters sazonal pode ser feita de forma aditiva ou multiplicativa. Conforme ressaltado no item 4.2, caso o efeito sazonal seja, no tempo, proporcional ao nível da série Y_t , o método multiplicativo deve ser o escolhido. Na hipótese deste efeito ser aproximadamente constante no decorrer de t , a opção deve ser pelo método aditivo.

Considerando este levantamento, percebe-se, ao se analisar a curva de arrecadação do ISS nos anos 90, que o efeito sazonal se tornou mais pronunciado *vis-à-vis* o incremento do patamar da receita mensal. Desta forma, adotou-se o método sazonal multiplicativo de Holt-Winters. A tabela 4.5 apresenta os valores otimizados⁵⁰ dos parâmetros α (média), β (tendência) e γ (sazonalidade).

⁵⁰ Para esta estimativa foi utilizado o software E-VIEWS.

Esta tabela mostra, também, as estimativas dos coeficientes de sazonalidade mensais.

Tabela 4.5: Coeficientes otimizados e fatores de sazonalidade

Date: 10/02/03 Time: 10:21
 Sample: 1995:01 2000:12
 Included observations: 72
 Method: Holt-Winters Multiplicative Seasonal
 Original Series: ISS95
 Forecast Series: ISS95SM

Parameters:	Alpha	0.3500
	Beta	0.0000
	Gamma	0.0000
	Sum of Squared Residuals	5.90E+08
	Root Mean Squared Error	2863.299

End of Period Levels:	Mean	82008.22
	Trend	348.4748
	Seasonals:	
	2000:01	1.097315
	2000:02	0.930469
	2000:03	0.929549
	2000:04	0.960092
	2000:05	0.950281
	2000:06	1.003310
	2000:07	0.979044
	2000:08	1.032241
	2000:09	1.036967
	2000:10	1.011492
	2000:11	1.017379
	2000:12	1.051861

Os fatores de sazonalidade corroboram o padrão apresentado no método de decomposição clássica: apresentam maior valor em janeiro; menores fatores em fevereiro e março; e sazonalidade mais acentuada ao longo dos meses do segundo semestre do ano.

A principal vantagem da aplicação do método de Holt-Winters é a combinação entre rapidez da estimativa e obtenção de resultados acurados. Não se faz necessário, como no método de Box-Jenkins, a definição de estratégias de modelagem e a verificação da significância estatística dos parâmetros estimados. Com os valores otimizados dos coeficientes e as estimativas dos fatores de sazonalidade, basta se fazer a previsão de valores de forma automática.

A tabela 4.6 apresenta os valores previstos, o erro percentual da projeção em relação ao realizado, e o erro quadrático médio (MSE) da previsão em 2001. Nota-se que os maiores desvios ocorreram nos meses de abril (-8,38%) e setembro (+6,50%).

Tabela 4.6: Comparativo Realizado X Previsão

Data	Realizado	Previsão	Previsto X Realizado (%)	MSE
jan/01	91.464	90.371	-1,19%	1.194.614
fev/01	76.891	76.955	0,08%	4.089
mar/01	76.191	77.202	1,33%	1.023.661
abr/01	87.399	80.074	-8,38%	53.665.508
mai/01	81.198	79.587	-1,98%	2.595.792
jun/01	85.008	84.377	-0,74%	398.188
jul/01	83.223	82.678	-0,66%	297.438
ago/01	84.071	87.530	4,11%	11.961.583
set/01	82.904	88.292	6,50%	29.029.199
out/01	83.174	86.475	3,97%	10.901.154
nov/01	86.693	87.333	0,74%	409.584
dez/01	90.286	90.660	0,41%	139.817
Total	1.008.503	1.011.534	0,30%	9.301.719

Apesar da volatilidade das previsões, o resultado no ano leva à conclusão de que a previsão pelo método de Holt-Winters foi bastante fidedigna, com o projetado superestimando o realizado em 0,30%.

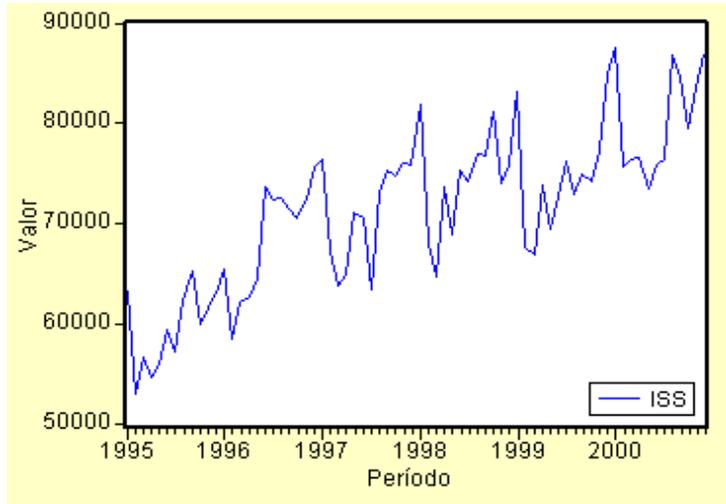
4.3.3 SARIMA (p,d,q)(P,D,Q)

A primeira etapa da metodologia Box-Jenkins é a da identificação. Esta pode ser iniciada pela verificação do “mapa” da série de arrecadação de ISS, bem como pela análise das funções de autocorrelação (FAC) e de autocorrelação parcial (FACP).

Conforme já ressaltado para o método da decomposição clássica, o gráfico 4.1 mostra que a curva de arrecadação mensal deste imposto apresentou tendência pronunciada de crescimento no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2000. Além disto, a média e a variância não exibem padrão de constância.

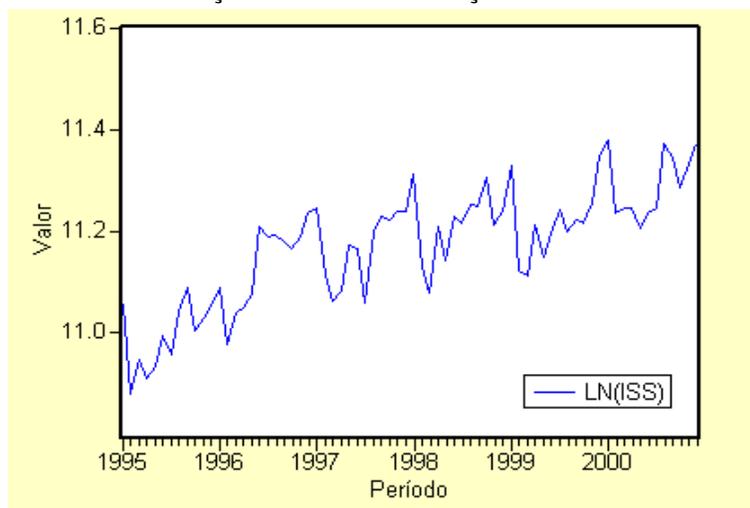
A combinação destes fatores leva a suposição inicial de que a série em questão não deva ser estacionária.

Gráfico 4.1 Evolução da Arrecadação de ISS



De acordo com Enders (1995), um procedimento que busca contornar o problema da variância não ser constante ao longo do tempo é substituir a série original (ISS) pela série que considere os logaritmos dos valores históricos ($\ln ISS$). O gráfico 4.2 apresenta a curva da série após esta transformação.

Gráfico 4.2: Evolução do Ln da Arrecadação de ISS



Verifica-se que com a aplicação do logaritmo neperiano a curva original da série foi suavizada. No entanto, esta suavização ainda indica tendência pronunciada,

permanecendo a hipótese de não estacionaridade. Para ratificar (ou não) esta hipótese, uma análise complementar deve ser feita nos padrões exibidos pelas FAC e FACP do $\ln ISS$.

Decaimentos lentos na FAC indicariam fortes indícios desta não ser estacionária. Estas funções são apresentadas no gráfico 4.3. Conforme se verifica, a FAC converge para zero de forma bastante lenta, sinalizando, de fato, a não estacionaridade da série.

Gráfico 4.3: FAC e FACP do Ln da Arrecadação de ISS

Date: 10/06/03 Time: 14:32

Sample: 1995:01 2000:12

Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.776	0.776	45.199	0.000
		2	0.639	0.092	76.259	0.000
		3	0.607	0.216	104.70	0.000
		4	0.487	-0.153	123.31	0.000
		5	0.415	0.058	137.02	0.000
		6	0.355	-0.059	147.20	0.000
		7	0.342	0.161	156.76	0.000
		8	0.349	0.064	166.90	0.000
		9	0.337	0.063	176.53	0.000
		10	0.304	-0.082	184.45	0.000
		11	0.346	0.195	194.94	0.000
		12	0.379	0.044	207.71	0.000
		13	0.238	-0.317	212.84	0.000
		14	0.170	-0.052	215.49	0.000
		15	0.131	-0.084	217.08	0.000
		16	0.072	0.081	217.58	0.000
		17	0.054	0.019	217.86	0.000
		18	-0.015	-0.130	217.88	0.000
		19	0.031	0.174	217.98	0.000
		20	0.043	-0.110	218.17	0.000
		21	0.014	0.069	218.19	0.000
		22	0.063	0.094	218.61	0.000
		23	0.142	0.155	220.80	0.000
		24	0.196	0.097	225.09	0.000

Para a última verificação da estacionaridade (ou não) da série, tem-se como instrumental o teste ADF. Para a sua aplicação, define-se, primeiro, a defasagem do teste de acordo com os menores valores dos critérios AIC e BIC. A tabela 4.5 mostra os valores encontrados para estes critérios nas 24 primeiras defasagens.

De acordo com o critério BIC⁵¹, o teste ADF deve ser aplicado, então, na 13ª defasagem.

Tabela 4.7: Escolha do Número Ótimo de Defasagens

nº de defasagens	Schwarz Criterion	Akaike Criterion
13	-2.2018	-2.6038
14	-2.1956	-2.6252
15	-2.1586	-2.6163
16	-2.1068	-2.5929
11	-2.0649	-2.4126
12	-2.0620	-2.4367
17	-2.0462	-2.5609
1	-2.0320	-2.1259
6	-2.0215	-2.2387
2	-2.0092	-2.1272
18	-1.9975	-2.5412
7	-1.9909	-2.2336
3	-1.9851	-2.1276
8	-1.9762	-2.2447
19	-1.9544	-2.5276
4	-1.9543	-2.1213
5	-1.9304	-2.1224
9	-1.9230	-2.2176
20	-1.9197	-2.5226
10	-1.9120	-2.2330
22	-1.8732	-2.5368
21	-1.8568	-2.4899
23	-1.8090	-2.5035
24	-1.7505	-2.4763
0	-1.5475	-1.6176

Fonte: E-views

Seguindo o procedimento descrito por Doldado, Jenkinson e Sosvilla-Rivera (1990), partiu-se do teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) mais completo (com tendência e intercepto) para o menos completo (sem tendência nem intercepto)⁵². A tabela 4.8 apresenta o resultado para o teste com tendência e intercepto.

Tabela 4.8: Teste ADF com tendência e intercepto

ADF Test Statistic	-1.915901	1% Critical Value*	-4.0468
		5% Critical Value	-3.4523
		10% Critical Value	-3.1514

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

⁵¹ De acordo com Enders (1995), o critério BIC é assintoticamente consistente, enquanto o AIC tem um viés de seleção para modelos sobreparametrizados. Sendo assim, optou-se pelo primeiro critério.

⁵² Este procedimento foi descrito no item 4.2. Os valores dos testes t e ADF foram obtidos pelo software E-VIEWS. Já os valores da estatística τ foram extraídos de Enders (1995). Como estes últimos valores não são apresentados para todas amostras possíveis, supôs-se $n=100$ (na verdade, $n=106$).

Nota-se que o teste ADF que considerou tendência e intercepto não rejeitou a hipótese de raiz unitária nos valores críticos de 1%, 5% e 10% (o valor do teste foi inferior a estes valores).

No entanto, o coeficiente da tendência se mostrou insignificante, posto que seu teste t (1,73) foi inferior aos valores críticos da estatística $\tau_{\beta\tau}$ (3,53 para nível de significância de 1%; 2,79 para nível de significância de 5%)⁵³.

Isto determina que este coeficiente deve ser retirado, fazendo-se o teste ADF somente com o intercepto. O resultado obtido neste novo estágio se encontra na tabela 4.9.

Tabela 4.9: Teste ADF somente com intercepto

ADF Test Statistic	-0.877222	1% Critical Value*	-3.4928
		5% Critical Value	-2.8887
		10% Critical Value	-2.5811

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Ao se excluir a tendência, o valor do teste ADF não rejeita, novamente, a hipótese nula de raiz unitária. No entanto, verifica-se que o coeficiente do intercepto, tal como o da tendência, não é significativamente diferente de zero (teste t igual a 0,92) quando comparado aos valores críticos da estatística de teste $\tau_{\alpha\mu}$ (3,22 para nível de significância de 1%; 2,54 para nível de significância de 5%).

Tal como na etapa anterior, este coeficiente deve ser descartado, com o teste ADF sendo aplicado na equação (4.71). O resultado deste último estágio é apresentado na tabela a seguir.

Tabela 4.10: Teste ADF sem tendência nem intercepto

ADF Test Statistic	1.517317	1% Critical Value*	-2.5852
		5% Critical Value	-1.9431
		10% Critical Value	-1.6173

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

⁵³ Os valores críticos para a estatística tau foram obtidos de Enders (1995).

O valor do teste ADF estimado nesta última etapa indica, de novo, que não se rejeita a hipótese da raiz unitária. Conclui-se, então, que a série $\ln ISS$, de acordo com o teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF), deva ser considerada como não estacionária. A tabela 4.11 apresenta um resumo dos valores encontrados.

Tabela 4.11 - Resumo dos Testes ADF

Testes	t-stat tend.	Tau-stat tend. 1%	Tau-stat tend. 5%	t-stat int.	Tau-stat int. 1%	Tau-stat int. 5%	ADF	Valor Crit. 1%	Valor Crit. 5%
tendência e intercepto	1,73	3,53	2,79	x	x	x	-1,92	-4,05	-3,45
somente intercepto	x	x	x	0,92	3,22	2,54	-0,88	-3,49	-2,89
s/ tendência e s/ intercepto	x	x	x	x	x	x	1,52	-2,59	-1,94

Como a condição de estacionaridade é pré-condição para a seleção dos valores de p, q e P, D do modelo SARIMA, deve-se diferenciar a série $\ln ISS$ e verificar se a série $\Delta \ln ISS$ se tornou estacionária.

Os gráficos 4.4 e 4.5 mostram, respectivamente, a curva da série diferenciada e as correspondentes FAC e FACP.

Gráfico 4.4: Evolução da Diferença do Ln da Arrecadação de ISS

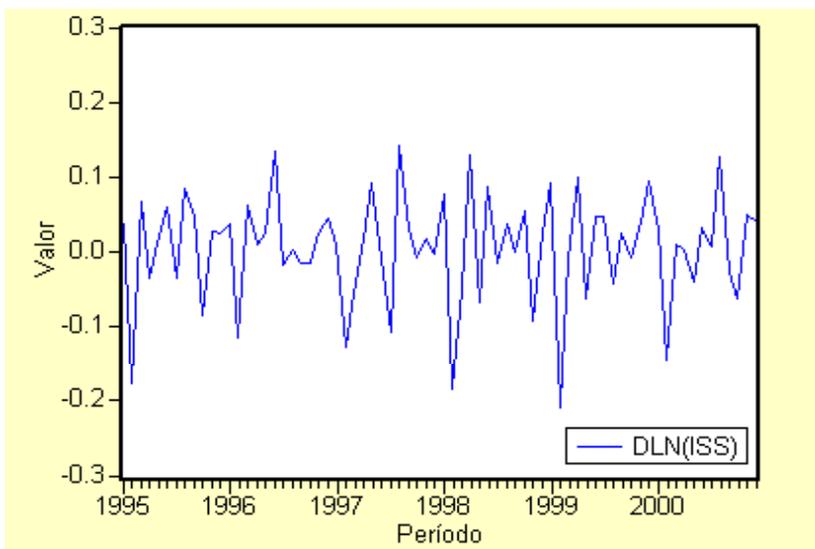


Gráfico 4.5: Correlograma da Diferença do Ln da Arrecadação de ISS

Date: 10/06/03 Time: 14:40
 Sample: 1995:01 2000:12
 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.274	-0.274	5.6388	0.018
		2 -0.222	-0.321	9.3886	0.009
		3 0.171	0.004	11.656	0.009
		4 -0.133	-0.170	13.041	0.011
		5 0.058	0.018	13.310	0.021
		6 -0.133	-0.229	14.745	0.022
		7 -0.006	-0.094	14.747	0.039
		8 0.042	-0.147	14.892	0.061
		9 0.021	0.006	14.928	0.093
		10 -0.184	-0.323	17.849	0.058
		11 -0.048	-0.285	18.050	0.080
		12 0.471	0.252	37.757	0.000
		13 -0.183	0.018	40.791	0.000
		14 -0.032	0.119	40.887	0.000
		15 0.044	-0.093	41.072	0.000
		16 -0.080	0.009	41.679	0.000
		17 0.155	0.099	43.997	0.000
		18 -0.276	-0.141	51.509	0.000
		19 0.112	0.084	52.765	0.000
		20 0.065	-0.068	53.205	0.000
		21 -0.154	-0.077	55.674	0.000
		22 -0.071	-0.176	56.215	0.000
		23 -0.036	-0.173	56.356	0.000
		24 0.301	-0.016	66.406	0.000

De forma diversa aos gráficos 4.1, 4.2 e 4.3, não se verificam indícios de que a série seja não estacionária. Pelo gráfico 4.4, não se verifica tendência pronunciada, enquanto a média e a variância aparentam constância ao longo de t . Já pelo gráfico 4.5, percebe-se que a FAC apresenta decaimento rápido, com indícios de componentes de sazonalidade nos *lags* 12 e 24.

Desta forma, não se tem necessidade de nova diferenciação dos dados ou de aplicação de diferença sazonal. Esta somente deveria ser considerada se o gráfico 4.5 apresentasse elevados picos em períodos de doze meses combinados a um decaimento lento da FAC. A identificação de possíveis modelos pode ser feita, portanto, a partir da análise das FAC e FACP da série $\Delta \ln ISS$.

A metodologia desta etapa da identificação se relaciona mais a um “estado das artes” do que a um procedimento unicamente científico (Enders, 1995). Isto porque a definição de possíveis especificações se vincula a escolhas subjetivas.

Neste contexto, diferentes pesquisadores podem supor distintos modelos como o mais apropriado.

No entanto, alguns padrões ajudam na determinação das melhores especificações. O padrão teórico da FAC de um processo puro $MA(q)$ apresenta, por exemplo, corte abrupto para zero no *lag* q . Já o padrão teórico da FAC de um modelo $AR(1)$ apresenta decaimento geométrico, enquanto a FACP apresenta pico na primeira defasagem.

Analisando-se o gráfico 4.5, a sugestão inicial é de que estas especificações não sejam as mais apropriadas. Os comportamentos destas funções favorecem, na verdade, a suposição de que o processo gerador da série contenha tanto componentes auto-regressivos como de médias móveis nas primeiras defasagens.

Além desta primeira constatação, percebe-se elevações no *lag* 12 tanto na FAC como na FACP. Nota-se, também, elevação na defasagem 24 da FAC. Como são utilizados dados mensais, este fato fortalece a hipótese da presença do componente sazonal, que pode ser auto-regressivo, de média móvel, ou uma combinação entre ambos.

Considerando estes levantamentos, foram definidas quatro possíveis especificações para o processo gerador da série original. Destas, a primeira considera tão somente combinações entre componentes auto-regressivos e de médias móveis ($ARIMA(1,1,2)$). Já as demais incorporam fatores sazonais somente na defasagem 12 ($SARIMA(1,1,1)(0,0,1)$ $SARIMA(2,1,1)(1,0,1)$) ou tanto nesta defasagem como no *lag* 24 ($SARIMA(2,1,1)(2,0,0)$).

Identificados possíveis modelos, parte-se para a 2ª etapa da metodologia de Box-Jenkins. Esta é a da estimação das possíveis especificações.

Os resultados das estimativas dos coeficientes, dos respectivos testes t , dos critérios AIC e BIC, e de outras estatísticas se encontram nas tabelas 4.12 a 4.15⁵⁴.

Tabela 4.12: Estimativa do ARIMA(1,1,2)

Dependent Variable: DLOGISS
Method: Least Squares
Date: 10/06/03 Time: 12:29
Sample: 1995:01 2000:12
Included observations: 72
Convergence achieved after 9 iterations
Backcast: 1994:11 1994:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005222	0.001447	3.608351	0.0006
AR(1)	-0.505934	0.128852	-3.926476	0.0002
MA(1)	0.076897	0.082799	0.928729	0.3563
MA(2)	-0.804572	0.067702	-11.88406	0.0000
R-squared	0.324715	Mean dependent var		0.004952
Adjusted R-squared	0.294923	S.D. dependent var		0.073085
S.E. of regression	0.061369	Akaike info criterion		-2.689871
Sum squared resid	0.256099	Schwarz criterion		-2.563390
Log likelihood	100.8354	F-statistic		10.89941
Durbin-Watson stat	1.850515	Prob(F-statistic)		0.000006
Inverted AR Roots	-.51			
Inverted MA Roots	.86	-.94		

Tabela 4.14: Estimativa do SARIMA(2,1,1)(1,0,1)

Dependent Variable: DLOGISS
Method: Least Squares
Date: 10/07/03 Time: 12:26
Sample: 1995:01 2000:12
Included observations: 72
Convergence achieved after 11 iterations
Backcast: 1993:12 1994:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.008264	0.019993	-0.413351	0.6807
AR(1)	-0.569554	0.136522	-4.171902	0.0001
AR(2)	-0.461646	0.110077	-4.193844	0.0001
SAR(12)	0.911619	0.048897	18.64358	0.0000
MA(1)	0.152871	0.084677	1.807465	0.0752
SMA(12)	-0.881877	0.043318	-20.35828	0.0000
R-squared	0.654725	Mean dependent var		0.004952
Adjusted R-squared	0.628568	S.D. dependent var		0.073085
S.E. of regression	0.044542	Akaike info criterion		-3.305109
Sum squared resid	0.130944	Schwarz criterion		-3.115386
Log likelihood	124.9839	F-statistic		25.03038
Durbin-Watson stat	1.968397	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.99	.86+.50i	.86-.50i	.50+.86i
	.50-.86i	.00+.99i	-.00-.99i	-.28+.62i
	-.28-.62i	-.50+.86i	-.50-.86i	-.86+.50i
	-.86-.50i	-.99		
Inverted MA Roots	.99	.86+.49i	.86-.49i	.49+.86i
	.49-.86i	-.00-.99i	-.00+.99i	-.15
	-.49-.86i	-.49+.86i	-.86+.49i	-.86-.49i
	-.99			

Tabela 4.13: Estimativa do SARIMA(1,1,1)(0,0,1)

Dependent Variable: DLOGISS
Method: Least Squares
Date: 10/06/03 Time: 15:18
Sample: 1995:01 2000:12
Included observations: 72
Convergence achieved after 15 iterations
Backcast: 1993:12 1994:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006130	0.002576	2.379292	0.0202
AR(1)	0.393701	0.142475	2.763297	0.0074
MA(1)	-0.850065	0.086981	-9.772944	0.0000
SMA(12)	0.501317	0.075365	6.651891	0.0000
R-squared	0.413593	Mean dependent var		0.004952
Adjusted R-squared	0.387722	S.D. dependent var		0.073085
S.E. of regression	0.057188	Akaike info criterion		-2.830992
Sum squared resid	0.222392	Schwarz criterion		-2.704511
Log likelihood	105.9157	F-statistic		15.98682
Durbin-Watson stat	1.923953	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.39			
Inverted MA Roots	.91+.24i	.91-.24i	.85	.67+.67i
	.67-.67i	.24-.91i	.24+.91i	-.24-.91i
	-.24+.91i	-.67-.67i	-.67-.67i	-.91-.24i
	-.91+.24i			

Tabela 4.15: Estimativa do SARIMA(2,1,1)(2,0,0)

Dependent Variable: DLOGISS
Method: Least Squares
Date: 10/06/03 Time: 16:25
Sample: 1995:01 2000:12
Included observations: 72
Convergence achieved after 11 iterations
Backcast: 1994:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002235	0.012570	-0.177761	0.8595
AR(1)	-0.841900	0.189220	-4.449321	0.0000
AR(2)	-0.518128	0.106693	-4.856246	0.0000
SAR(12)	0.397684	0.105502	3.769460	0.0004
SAR(24)	0.286634	0.098891	2.898473	0.0051
MA(1)	0.507862	0.209652	2.422409	0.0182
R-squared	0.548331	Mean dependent var		0.004952
Adjusted R-squared	0.514113	S.D. dependent var		0.073085
S.E. of regression	0.050045	Akaike info criterion		-3.036500
Sum squared resid	0.171293	Schwarz criterion		-2.846778
Log likelihood	115.3140	F-statistic		16.02492
Durbin-Watson stat	2.047082	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.98	.89-.24i	.89+.24i	.85-.49i
	.85+.49i	.65+.65i	.65-.65i	.49+.85i
	.49-.85i	.24+.89i	.24-.89i	.00+.98i
	.00-.98i	-.24+.89i	-.24-.89i	-.42-.58i
	-.42+.58i	-.49+.85i	-.49-.85i	-.65+.65i
	-.65+.65i	-.85-.49i	-.85+.49i	-.89-.24i
	-.89+.24i	-.98		
Inverted MA Roots	-.51			

⁵⁴ Estas foram feitas mediante a utilização do software E-VIEWS.

Na tabela 4.16, tem-se um resumo das estimativas dos coeficientes das 4 especificações. Apresenta-se, também, entre colchetes, as respectivas estatísticas *t*. Na mesma tabela são apresentados os valores das estatísticas AIC e BIC, a serem utilizadas como critério adicional de seleção dos modelos.

Tabela 4.16: Resumo das estimativas dos modelos

Item	ARIMA(1,1,2)	SARIMA(1,1,1)(0,0,1)	SARIMA(2,1,1)(1,0,1)	SARIMA(2,1,1)(2,0,0)
c (intercepto)	0,005 [3,608]	0,006 [2,379]	-0,008 [-0,413]	-0,002 [-0,178]
AR(1)	-0,506 [-3,926]	0,394 [2,763]	-0,570 [-4,172]	-0,842 [-4,449]
AR(2)			-0,462 [-4,194]	-0,518 [-4,856]
MA(1)	0,077 [0,929]	-0,850 [-9,773]	0,153 [1,807]	0,508 [2,442]
MA(2)	-0,805 [-11,884]			
SAR(12)			0,912 [18,644]	0,398 [3,769]
SMA(12)		0,501 [6,652]	-0,882 [-20,358]	
SAR(24)				0,287 [2,898]
AIC	-2,69	-2,83	-3,31	-3,04
BIC	-2,56	-2,70	-3,12	-2,85

Todos os coeficientes estimados para as 4 especificações respeitam as condições de invertibilidade e de estacionaridade da série. No entanto, para que se tenha garantia de que o modelo é parcimonioso, os distintos coeficientes devem apresentar *t-statistics* iguais ou superiores a 2,0 (desta forma, os coeficientes seriam significativamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%).

Os coeficientes estimados para o modelo SARIMA(1,1,1)(0,0,1) são todos significativamente diferentes de zero ao nível de 5%. Por outro lado, os modelos ARIMA(1,1,2), SARIMA(2,1,1)(1,0,1) e SARIMA(2,1,1)(2,0,0) apresentam coeficientes supérfluos. No primeiro caso, o valor da estatística *t* do MA(1) é bastante baixa. Já no caso do SARIMA(2,1,1)(1,0,1), tanto o MA(1) como o intercepto apresentam problemas na *t-statistics*. Já no caso do SARIMA(2,1,1)(2,0,0), este fato é verificado no intercepto.

De acordo com Enders (1995), os coeficientes do modelo, sendo este posteriormente reestimado, a retirada do componente MA(1) invalida o procedimento.

Já no caso dos modelos SARIMA(2,1,1)(1,0,1), o intercepto e se reestimam os parâmetros, sob condições de estabilidade (estacionaridade) alteradas.

As novas estimativas se encontram nas tabelas seguintes. Apresenta-se um resumo dos valores dos parâmetros e respectivas estatísticas *t*, e os critérios AIC e BIC.

Tabela 4.17: Estimativa do SARIMA(2,1,1)(1,0,1)(sem intercepto)

Dependent Variable: DLOGISS
 Method: Least Squares
 Date: 10/07/03 Time: 11:59
 Sample: 1995:01 2000:12
 Included observations: 72
 Convergence achieved after 11 iterations
 Backcast: 1993:12 1994:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.548751	0.132906	-4.128858	0.0001
AR(2)	-0.456035	0.109174	-4.177130	0.0001
SAR(12)	0.908356	0.048440	18.75236	0.0000
MA(1)	0.135961	0.077164	1.761982	0.0826
SMA(12)	-0.880649	0.040102	-21.96038	0.0000

R-squared	0.653754	Mean dependent var	0.004952
Adjusted R-squared	0.633083	S.D. dependent var	0.073085
S.E. of regression	0.044271	Akaike info criterion	-3.330079
Sum squared resid	0.131312	Schwarz criterion	-3.171977
Log likelihood	124.8828	F-statistic	31.62601
Durbin-Watson stat	1.960620	Prob(F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.99	.86+ .50i	.86 - .50i	.50+ .86i
	.50 - .86i	.00+ .99i	-.00 - .99i	-.27+ .62i
	-.27 - .62i	-.50+ .86i	-.50 - .86i	-.86+ .50i
	-.86 - .50i	-.99		
Inverted MA Roots	.99	.86 - .49i	.86+ .49i	.49+ .86i
	.49 - .86i	-.00 - .99i	-.00+ .99i	-.14
	-.49 - .86i	-.49+ .86i	-.86+ .49i	-.86 - .49i
	-.99			

b)



Tabela 4.19: Resumo das estimativas dos modelos (sem intercepto)

Item	SARIMA(2,1,1)(1,0,1)	SARIMA(2,1,1)(2,0,0)
AR(1)	-0,570 [-4,129]	-0,843 [-4,499]
AR(2)	-0,456 [-4,177]	-0,518 [-4,892]
MA(1)	0,136 [1,762]	0,510 [2,458]
SAR(12)	0,908 [18,752]	0,395 [3,810]
SMA(12)	-0,881 [-21,960]	
SAR(24)		0,286 [2,913]
AIC	-3,33	-3,06
BIC	-3,17	-2,91

Mesmo se retirando o intercepto, a estatística t do coeficiente MA(1) do modelo SARIMA(2,1,1)(1,0,1) mostrou que este coeficiente é insignificante. Desta forma, deve-se descartar esta especificação.

No caso do modelo SARIMA(2,1,1)(2,0,0), as estatísticas t mostram que todos os coeficientes são significativamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%.

Sendo assim, das 4 especificações iniciais, restaram apenas duas, quais sejam: SARIMA(1,1,1)(0,0,1) e SARIMA(2,1,1)(2,0,0). Conforme se verifica pela tabela 4.16, aplicando-se o critério BIC a especificação a ser selecionada é a SARIMA(2,1,1)(2,0,0).

A última etapa a ser cumprida na metodologia Box-Jenkins é o diagnóstico dos resíduos. Para esta finalidade, devem ser analisados os valores da estatística Q para verificar se os termos aleatórios apresentam as propriedades de um ruído branco.

O gráfico 4.6 mostra os valores desta estatística para 18 defasagens⁵⁵.

Gráfico 4.6: Correlograma SARIMA(2,1,1)(2,0,0)

Date: 10/06/03 Time: 16:16

Sample: 1995:01 2000:12

Included observations: 72

Q-statistic probabilities adjusted for 5 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.027	-0.027	0.0537	
		2 -0.079	-0.079	0.5230	
		3 -0.160	-0.166	2.5108	
		4 -0.085	-0.107	3.0792	
		5 -0.080	-0.122	3.5904	
		6 0.014	-0.046	3.6064	0.058
		7 -0.078	-0.141	4.1019	0.129
		8 0.078	0.015	4.6096	0.203
		9 0.006	-0.041	4.6127	0.329
		10 -0.040	-0.090	4.7501	0.447
		11 0.061	0.043	5.0711	0.535
		12 -0.057	-0.089	5.3643	0.616
		13 -0.113	-0.142	6.5128	0.590
		14 -0.016	-0.065	6.5349	0.685
		15 0.010	-0.053	6.5441	0.768
		16 0.001	-0.085	6.5442	0.835
		17 0.190	0.123	10.033	0.613
		18 0.021	0.012	10.077	0.688

Os valores da estatística Q nas defasagens 12, 15 e 18 são muito baixas, mostrando que se rejeita a hipótese nula de que os resíduos desta especificação sejam autocorrelacionados ao nível de significância de 10% (p -value (12)=0,616; p -value(15)=0,768; e p -value(18)=0,688). O diagnóstico indica, portanto, que os resíduos deste modelo apresentam as propriedades de ruído branco.

Cumpridas as etapas de identificação, estimação e do diagnóstico, parte-se para a etapa da previsão. Como se utilizou a série $\Delta \ln ISS$, a previsão dos valores de arrecadação será feita em termos da diferença do logaritmo neperiano. Para se

⁵⁵ A definição do número de defasagens para aplicação deste teste seguiu o procedimento levantado por Enders (1995) (T/4, sendo T o número de observações).

encontrar os valores efetivos da arrecadação, faz-se necessária a aplicação das operações inversas⁵⁶.

Os valores previstos, os desvios e o erro quadrático médio encontram-se na tabela 4.20.

Tabela 4.20: Comparativo Realizado x Previsão

Data	Realizado	Previsão	Previsto X Realizado (%)	MSE
jan/01	91.464	88.219	-3,55%	10.531.455
fev/01	76.891	80.251	4,37%	11.292.178
mar/01	76.191	79.809	4,75%	13.092.549
abr/01	87.399	81.657	-6,57%	32.973.455
mai/01	81.198	79.593	-1,98%	2.575.236
jun/01	85.008	81.366	-4,28%	13.267.343
jul/01	83.223	82.642	-0,70%	337.728
ago/01	84.071	86.111	2,43%	4.159.442
set/01	82.904	85.629	3,29%	7.426.148
out/01	83.174	83.387	0,26%	45.667
nov/01	86.693	86.079	-0,71%	377.761
dez/01	90.286	89.786	-0,55%	250.348
Total	1.008.503	1.004.529	-0,39%	8.027.443

A previsão feita pelo modelo SARIMA(2,1,1)(2,0,0) subestimou a receita total de ISS no ano de 2001 em 0,39%. Os maiores desvios foram verificados em abril e setembro. Mesmo com estes desvios, o modelo de previsão se mostrou bastante acurado, com somente uma previsão mensal ultrapassando o percentual de 5%.

4.4 Comparativo dos resultados dos modelos

Os três modelos se mostraram bastante acurados. Apesar da volatilidade apresentada nas previsões mensais, todos apresentaram desvios entre projetado e realizado inferiores a 1 no ano.

Tanto o modelo de decomposição clássica como o de Holt-Winters superestimaram a receita total de ISS. No primeiro modelo, a projeção foi 0,43% superior ao realizado (ou R\$ 4.321 mil). No segundo, este percentual foi de 0,30%

⁵⁶ Transforma-se os valores previstos em diferenças de logaritmos para logaritmos. Posteriormente, aplica-se a exponencial sobre estes valores.

(R\$ 3.031 mil). Já o modelo SARIMA (2,1,1)(2,0,0) subestimou a receita total anual em 0,39% (ou R\$ 3.974 mil).

Ao longo dos doze meses do ano, os modelos de decomposição clássica e o de Holt-Winters projetaram cinco receitas a menor e sete receitas a maior do que o realizado. Os desvios com sinais iguais ocorreram nos mesmos meses. O modelo SARIMA(2,1,1)(2,0,0) previu sete receitas maiores e cinco menores do que as entradas efetivas de caixa. As diferenças nos sinais dos desvios em relação aos dois outros modelos foram verificadas nos meses de novembro e dezembro.

Tanto o modelo de decomposição clássica como o de Holt-Winters apresentaram duas previsões mensais com desvios superiores a 5%, percentual que pode ser considerado elevado. Esta porcentagem de erro foi ultrapassada uma única vez nas projeções estabelecidas pelo modelo SARIMA(2,1,1)(2,0,0).

Apesar de apresentar percentual de erro no acumulado do ano ligeiramente superior ao do modelo de Holt-Winters, o modelo SARIMA(2,1,1)(2,0,0) foi o que teve menor *MSE*. Usando-se, portanto, como critério de “penalização” dos modelos os erros quadráticos médios, o modelo SARIMA foi aquele que se mostrou mais acurado. A segunda posição ficou com o modelo de Holt-Winters, enquanto o modelo de decomposição clássica ocupou a última. Em comum, como escrito inicialmente, os três modelos fizeram previsões bastante fidedignas.

Conclusão

Este estudo teve como objetivo principal analisar instrumentos que buscam o aperfeiçoamento da gestão financeira no setor público. O foco foi a previsão da arrecadação tributária pela Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro, mais especificamente a previsão do Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS).

Esta etapa da realização das receitas ganhou relevância legal com a Lei Complementar nº 101, de 04 de maio de 2000, mais conhecida como Lei de Responsabilidade Fiscal. Além do aspecto legal, a importância de que sejam feitas previsões acuradas das receitas públicas se relaciona, em última instância, ao fato de que os recursos previstos é que determinam a capacidade de realização das despesas pelo setor público.

A escolha pelo ISS se deu em função desta ser a principal receita própria da Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro desde 1993 e principal receita de impostos desde 1996. Como se demonstrou, este imposto apresenta elevado grau de concentração da arrecadação por setores de atividades, códigos de receita e contribuintes.

Para o cumprimento do objetivo do estudo, buscou-se verificar a contribuição de três modelos de séries temporais. Estes modelos foram: Decomposição Clássica; Holt-Winters e SARIMA (p,d,q) (P,D,Q).

Para a aplicação destes modelos se fez, primeiro, o Teste de Chow para a série de arrecadação de ISS nos anos 90. Os valores deste Teste mostraram que houve quebra de arrecadação deste imposto em meados da década. As principais variáveis explicativas para a ocorrência desta quebra foram a redução do efeito Olivera-Tanzi, o crescimento da economia municipal lastreada no setor de serviços, e a mudança de preços relativos a favor dos bens *nontradeables*. Com a verificação da quebra foram excluídas da base de dados para a previsão dos valores as receitas anteriores ao ano de 1995.

As previsões das receitas para o ano de 2001 demonstraram que os três modelos de séries temporais analisados ajudam o setor público a determinar seus valores futuros de receitas. Todos apresentaram erros de previsão no acumulado do ano inferiores a 1%, com as previsões sendo bastante acuradas. Pela estatística *MSE*, o modelo que se mostrou como mais fidedigno foi o SARIMA(p,d,q)(P,D,Q).

Mesmo sabendo que o futuro é incerto, os resultados evidenciam, portanto, que estes modelos endógenos de previsão de arrecadação contribuem para o aumento da eficiência do setor público na gestão financeira de seus recursos.

Bibliografia

- AFONSO, J.R.R. Descentralizar e Depois Estabilizar: A Complexa Experiência Brasileira. *Revista do BNDES*. Rio de Janeiro: BNDES, jun. 1996.
- AFONSO, J.R.R., ARAÚJO, E.A., CORREIA, C.A., DAVID, M.D., RAMUNDO, J.C.M., & SANTOS, R.M. dos. *Municípios, Arrecadação e Administração Tributária: Quebrando Tabus*, 2000.
- AFONSO, J.R.R., ARAÚJO, E. A. & FERREIRA, S. *Municípios Responsáveis*. Revista de Administração Municipal, nº 234, mar/abr 2002.
- AFONSO, J.R.R., ARAUJO, E.A., PESSOA, E.P., RAMUNDO, J.C.M., SILVA, N.L.C. da & VARSANO, R. *Tributação no Brasil: características marcantes e diretrizes para a reforma*. Mimeo, 1999.
- AKERLOFF, G., DICKENS, W., & PERRY, G. *The macroeconomics of low inflation*. Brooking Papers on economic activity 1, 1996.
- ALÉM, A.C. & GIAMBIAGI, F. *Finanças Públicas: Teoria e Prática no Brasil*. Rio de Janeiro: Ed. Campus, 2ª ed., 2000.
- ANSLEY, C.F., NEWBOLD, P. Finite sample properties of estimators for autoregressive moving average models. *Journal of Econometrics*, 13, pg. 159-183.
- BACHA, E. *O Plano Real: uma avaliação*. in: O Brasil pós-Real: a política econômica em debate/Aloizio Mercadante (Org.) – Campinas, SP: UNICAMP. IE, 1997.
- BALEEIRO, A. *Uma introdução à ciência das finanças*. 13ª ed. Rio de Janeiro, Forense, 1981.
- BARRO, R.J. *Inflation and economic growth*. NBER Working Paper 5326, 1995.

- BASTOS, C.R. *Curso de Direito Financeiro e de Direito Tributário*. 8ª ed., São Paulo: Saraiva, 2001.
- BAUMANN, R. *Brasil en los años 90: una economía en transición*. Revista de La CEPAL, n° 73, abr. 2001.
- BONELLI, R. e FONSECA, R. *Ganhos de Produtividade e de Eficiência: Novos Resultados para a Economia Brasileira*. Texto para discussão n° 557. IPEA: abril de 1998
- BOWERMAN, B.L., O'CONNELL, R.T. *Time Series Forecasting, Unified Concepts and Computer Implementation*. 2ª ed. Boston: Duxbury Press, 1987.
- BOX, G. E.P., JENKINS, G.M. *Time Series Analysis, Forecasting, and Control*. San Francisco: Holden Day, 1970.
- BROCKWELL, P.J., DAVIS, R.A. *Introduction to Time Series and Forecasting*. New York: Springer-Verlag, 1996.
- BUJANDA, S. de. *Lecciones de derecho financiero*. Madrid, Artes Gráficas Benzal, 1987.
- CAMARGO, J.M. *Produtividade e preços relativos: O mercado de trabalho no período pós estabilização*. Texto para Discussão n° 386. Departamento de Economia PUC-RIO, setembro 1998.
- CAMPELLO, C.A.G.B., MATIAS, A.B. *Administração Financeira Municipal*. São Paulo: Atlas, 2000.
- CANUTO, O. *Regimes de política monetária em economias abertas*. Texto para Discussão IE/UNICAMP, n° 92, dez. 1999.
- CANUTO, O. HOLLAND, M. *Ajustamento Externo e Regimes de Taxa de Câmbio na América Latina*. Texto para Discussão IE/Unicamp, Campinas, 1997.

_____. *Flutuações Cambiais, Estratégias de Políticas Monetárias e Metas de Inflação*. Texto para Discussão IE/UFU, n° 4, Uberlândia, 2000.

CHOW, G. C. *Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions*. *Econometrica*, 28, pg. 591-603, 1960.

_____. *Hypothesis testing*. In: *Time Series and Statistics*. MacMillan reference books, 1987.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. EUA: John Wiley and Sons, Inc., 1995.

FERREIRA, R.J. *Manual do Fiscal do ISS*. Ed. Técnica, Rio de Janeiro, 2001.

FILHO, T. N. T. da Silva. *Uma definição operacional de Estabilidade de Preços*. Trabalhos para Discussão, n° 35 BCB. Brasília, dez 2001.

FISCHER, S. *Why are central banks pursuing long-run price stability*. In *Symposium on Achieving Price Stability*. Proceedings of a conference held by the Federal Reserve Bank of Kansas City. August 1996

FRANCO, A.L. de S. *Finanças públicas e direito financeiro*. 2ª ed., Coimbra, Almedina, 1988.

FRITZ, B. *Development or Growth-cum-Debt? Reflections on Latin America's Economic Strategy in a Time of International Financial Instability*. Disponível: http://www.rrz.uni-hamburg.de/IIK/volltxt/cum_debt.htm [pesquisado em 23 de julho de 2002].

GIACOMINI, J. *Orçamento Público*. 6ª ed., São Paulo: Atlas, 1996.

GIAMBIAGI, F., MOREIRA, M.M & PINHEIRO, A.C. *O Brasil na década de 90: uma transição bem sucedida ?*. Textos para a discussão n° 91. Rio de Janeiro: BNDES, nov. 2001.

- GIAMBIAGI, F., GOSTKORZEWICZ, J. & PINHEIRO, A.C. *O Desempenho Macroeconômico do Brasil nos anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.
- GIAMBIAGI, F., RIGOLON, F.J.Z.. *A Economia Brasileira: Panorama Geral*. Junho 1999.
- GRANGER, C.W.J., NEWBOLD, P. *Forecasting Economic Time Series*. New York: Academic Press, 1986.
- GUEDES, J.R. de Medeiros. *Comentários à Lei de Responsabilidade Fiscal*. Rio de Janeiro: IBAM, 2001.
- GUJARATI, D. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HANSEN, B. *The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity*. *Journal of Economic Perspectives*, 15, 117-128, 2001.
- HILL, R.C., GRIFFITHS, W.E., JUDGE, G.G. *Econometria*. São Paulo: Saraiva, 2000.
- KHAIR, A.A. & VIGNOLI, F.H. *Manual de orientação para crescimento da receita própria municipal*. São Paulo: EAESP, 2001.
- KVANLI, A.H., GUYNES, C.S., PAYUR, R.J.. *Introduction to Business Statistics, A Computer Integrated Approach*, 4^a ed. St. Paul: West Publishing Company, 1996.
- MELO, B.S.V. de. *Modelo de Previsão para arrecadação tributária*. In: *Finanças públicas: VI Prêmio Tesouro Nacional-2001- Brasília: STN, 2002*.
- MISHKIN, F. & SCHMIDT-HEBEL, K.. *One decade of inflation targeting in the world: What do we know and what do we need to know*. Fourth annual conference of the central bank of Chile, 2000.
- MONETARY AUTHORITY of SINGAPORE. *A closer look at...Inflation*. MAS, pg. 3, 1999.

- MORENO, J.S. *Elementos de derecho financiero*. Madrid, Rafael Castellanos, 1988.
- NASCIMENTO, C. *Elaboração das diretrizes orçamentárias e do orçamento*. Rio de Janeiro: IBAM, 2001.
- OBSTFELD, M. & ROGOFF, K. *Foundations of International Economics*. MIT Press, 1997, 2nd printing.
- OLIVEIRA, W. de. *Lei de Responsabilidade Fiscal: Principais aspectos concernentes aos Municípios*. Brasília: Câmara dos Deputados, 2000.
- OLIVERA, J.H.G. *Money, prices and fiscal lags: a note on the dynamics of inflation*. Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review, vol. 20, 1967.
- PAPAGEORGIU, D., MICHAELY, M. & CHOSKI, A.M. *Liberalizing foreign trade: lessons of experience in the developing world*. Cambridge, MA: Basil Blackwell, 1991.
- PECEGUINI, E.E. *Análise Comparativa de Métodos de Previsão aplicados à arrecadação de ICMS- Estado de São Paulo*. In: Finanças públicas: VI Prêmio Tesouro Nacional-2001- Brasília: STN,2002.
- PINDYCK, R.S., RUBINFELD, D.L. *Econometric Models and Economic Forecast*. McGraw-Hill, 3^a ed., 1991.
- POKORNY, M. *An Introduction to Econometrics*. Basil Blackwell, Nova York, 1987.
- QUENOVILLE, M.H. Approximate tests of correlation in time series. *Journal of the Royal Statistical Society*. B11: 68-84, 1949.
- REZENDE, F. A. *Finanças Públicas*. 2^a ed., São Paulo:Atlas, 2001.
- SAREL, M. *Nonlinear effects of inflation on economic growth*. IMF Staff Papers. vol. 43. n° 1. march 1996.

SECRETARIA MUNICIPAL DE FAZENDA - SMF. *Desempenho Financeiro 1991-1998*. Superintendência de Orçamento, 1998.

SILVA, D. *Guia Contábil da Lei de Responsabilidade Fiscal: Para aplicação nos Municípios*. 2ª ed. Brasília: Conselho Federal de Contabilidade; São Paulo: Instituto Ethos, 2000.

VASCONCELLOS, M.A.S., ALVES, D. (eds). *Manual de Econometria: nível intermediário*. São Paulo: Atlas, 2000.