

# **Transparência fiscal a partir do erro de previsão do balanço orçamentário: uma análise para o caso brasileiro**

**Joseph David Barroso Vasconcelos de Deus**

Ibmec – Departamento de Economia e Direito

e-mail: *economistrador@hotmail.com*

**Helder Ferreira de Mendonça**

Universidade Federal Fluminense – Departamento de Economia

Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq

e-mail: *helderfm@hotmail.com*

## **Resumo**

A transparência fiscal pode ser entendida como a abertura de informações ao público sobre a estrutura e funções governamentais, intenções de política fiscal, contas do setor público e projeções. A visão de transparência fiscal utilizada neste estudo está relacionada à perspectiva de até que ponto o déficit orçamentário não pode ser escondido do público. Nesse sentido, os erros de previsão fiscal podem ser entendidos como uma medida de transparência que é importante para explicar a sustentabilidade da dívida pública, pois a baixa qualidade das previsões podem representar possíveis fontes de déficit. Este estudo faz uso de dados em tempo real da economia brasileira para analisar o erro de previsão do balanço orçamentário do governo como uma medida de transparência fiscal. Além da análise sobre a qualidade e a eficiência das previsões do balanço orçamentário, verificam-se também os determinantes do erro de previsão. Os resultados demonstram que os dados de previsão fiscal apresentam baixa eficiência e qualidade, ou seja, uma evidência de deterioração da transparência fiscal. Além do mais, observou-se que o erro de previsão orçamentário está sujeito a um efeito *backward-looking*, a um viés nas previsões de crescimento econômico, bem como a flutuações cíclicas. Constatou-se que os ciclos eleitorais representam uma fonte de previsões superestimadas. Finalmente, é possível inferir que a força institucional e a governança são capazes de suprimir motivações oportunistas sobre as previsões.

**Palavras-chave:** transparência fiscal, previsões fiscais, balanço orçamentário do governo, política fiscal.

**JEL Classificação:** E62, H68.

## **Abstract**

Fiscal transparency can be understood as open information to the public about government structure and functions, fiscal policy intentions, public sector accounts and projections. The fiscal transparency view used in this study is related to the perspective of the extent to which the budget deficit cannot be hidden from the public. In this sense, fiscal forecast errors can be a measure of transparency that is important to explain the sustainability of public debt, since the poor quality of forecasts may represent possible sources of deficit. This study makes use of the Brazilian real-time data for analyzing the government budget balance forecast errors as a measure of fiscal transparency. Besides the analysis on quality and efficiency of budget balance forecasts, the determinants of the prediction error are also verified. The findings denote that data forecasts present low quality and efficiency, that is, evidence of deterioration of fiscal transparency. Furthermore, it is observed that the budget forecast error is subject to a backward-looking effect, a bias in the economic growth forecasts, as well as cyclical fluctuations. It was found that electoral cycles represent a source of overestimated forecasts. Finally, it is possible to infer that the strength of institutional and governance is able to suppress opportunistic motivations on the budget forecasts.

**Key words:** fiscal transparency, fiscal forecasting, government budget balance, fiscal policy.

**JEL classification:** E62, H68.

**Área 4:** Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

## 1. Introdução

A transparência fiscal permite um debate mais bem informado entre formuladores de políticas e o público sobre o desenho e os resultados da política fiscal. De acordo com Kopits e Craig (1998) a transparência nas operações do governo é considerada como uma condição prévia importante para o equilíbrio fiscal. Em geral, há a visão de que mais transparência leva a menores déficits orçamentários e torna mais fácil a realização de uma política de disciplina fiscal (Alt e Lassen, 2006).

O código de transparência fiscal do Fundo Monetário Internacional (FMI) é o padrão internacional para a divulgação de informações sobre finanças públicas. O código foi publicado pela primeira vez em 1998 e atualizado em 2007 e 2014. O código abrange os 4 pilares da transparência fiscal (FMI, 2016):

- Pilar I - sobre os relatórios fiscais – os mesmos devem oferecer informações relevantes, abrangentes, oportunas e confiáveis sobre a posição financeira e o desempenho do governo;

- Pilar II – sobre a previsão fiscal e orçamentária – deve haver uma declaração clara dos objetivos orçamentários e das intenções políticas do governo, juntamente com projeções abrangentes, oportunas e credíveis da evolução das finanças públicas;

- Pilar III – sobre a análise e gestão de riscos fiscais - os riscos para as finanças públicas devem ser divulgados, analisados e gerenciados, e que a tomada de decisões fiscais em todo o setor público seja efetivamente coordenada.

- Pilar IV – sobre a gestão da receita de recursos - deve haver um quadro transparente para a propriedade, contratação, tributação e utilização dos recursos naturais.

Em suma, a transparência fiscal pode ser entendida como a abertura ao público sobre a estrutura e funções governamentais, intenções de política fiscal, contas do setor público e projeções. Além disso, representa o acesso imediato a informações confiáveis, abrangentes, oportunas, compreensíveis e internacionalmente comparáveis sobre atividades governamentais para que o eleitorado e o mercado financeiro possam avaliar com precisão a posição financeira do governo e os verdadeiros custos e benefícios das atividades governamentais (Kopits e Craig, 1998).

De acordo com Poterba e von Hagen (1999), os orçamentos que são facilmente acessíveis ao público, e que apresentam informações consolidadas, são transparentes. Além disso, Alesina e Perotti (1996) destacam que relatórios não transparentes apresentam previsões otimistas sobre variáveis econômicas e, em especial, sobre o balanço orçamentário. Conforme destacado pelo FMI (2016), a perda de confiança do mercado em governos com déficits subestimados ou ocultos depois da crise econômica global de 2008 ressaltou a importância da transparência fiscal para a estabilidade financeira e econômica.

A visão de transparência fiscal utilizada neste estudo está relacionada à perspectiva de até que ponto o déficit orçamentário não pode ser escondido do público (ver, Alt e Lassen, 2006). Em geral, o gerenciamento da política fiscal depende em grande extensão das previsões orçamentárias feitas pelo governo e pelos previsores privados. Portanto, os erros de previsão fiscal podem ser entendidos como uma medida de transparência que é importante para explicar a sustentabilidade da dívida pública, pois a baixa qualidade das previsões podem representar possíveis fontes de déficit. Nesse contexto, uma importante questão é se as previsões orçamentárias são acuradas. Em particular, se as previsões são eficientes, se existe um viés, e quais são os principais determinantes deste viés.

Em suma, este estudo analisa a transparência fiscal no Brasil por meio da qualidade das previsões orçamentárias, e em particular, os fatores que determinam o erro de previsão fiscal. Para tanto, é feita uma análise sobre as condições de viés, eficiência, e precisão dos dados de previsão fiscal, bem como as condições de assimetria que capturam a tendência a subestimar ou superestimar as previsões. Ademais, os determinantes dos erros de previsão fiscal são analisados levando em conta as dimensões: econômica, política, e institucional. É importante destacar que este tipo de análise é viável para o caso brasileiro devido ao fato de o Banco Central do Brasil (BCB) disponibilizar expectativas de mercado não somente de variáveis fiscais, mas também de outras variáveis para diferentes horizontes preditivos que podem afetar os erros de previsão fiscal. Em suma, este estudo contribui para a análise sobre a transparência fiscal a partir de elementos que caracterizam o Pilar III do código de transparência fiscal do FMI.

O presente estudo apresenta uma contribuição à literatura sobre transparência fiscal por meio do erro de previsão fiscal em diferentes aspectos. Os dois mais importantes são:

(i) o caso brasileiro representa um ambiente macroeconômico que combina regime de câmbio

flutuante, regime de metas para inflação, e a busca pelo equilíbrio fiscal, o que, por sua vez, permite checar se os erros de previsão fiscal (falta de transparência) seguem comportamento similar àquele observado para outros países estudados na literatura; e

(ii) a análise empírica no presente estudo supera a tradicional limitação de dados para a análise dos erros de previsão em uma economia emergente devido às informações disponíveis no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do BCB (SGST/BCB).

As evidências apresentadas neste estudo sugerem que as previsões do balanço orçamentário e de crescimento econômico são otimistas, o que por sua vez, representa uma fonte para ocorrência de viés de déficit fiscal. Em suma, há falta de transparência ou opacidade. Além disso, as previsões para horizontes temporais mais longos tende a crescer o viés preditivo e sofrerem de menor qualidade dos dados. O viés nas previsões de crescimento econômico representa uma importante fonte para explicar os erros de previsão fiscal. Em particular, diferente do caso de países desenvolvidos, as flutuações cíclicas da economia bem como os ciclos eleitorais tem um importante impacto sobre as previsões fiscais. Ao nível institucional, “accountability”, que mede o poder de transparência e influência da população sobre o governo, se mostra relevante para a prática de projeções orçamentárias não viesadas.

Este paper possui mais três partes. A seção 2 faz uma breve revisão da literatura sobre o erro de previsão fiscal como medida de transparência fiscal e de seus determinantes. A seção 3 apresenta uma medida para os erros de previsão do balanço orçamentário e também de crescimento econômico para a economia brasileira baseado nos horizontes preditivos ano corrente, 1 ano à frente, e 2 anos à frente. Ademais, é feita uma análise da qualidade, da acurácia e da eficiência das previsões. Por último, o capítulo realiza a análise dos principais determinantes do erro de previsão fiscal no Brasil por meio de modelos econométricos. A seção 4 apresenta as conclusões.

## **2. Características do erro de previsão fiscal como medida de transparência**

Erro de previsão se refere à diferença entre previsão (ou planejamento) do orçamento fiscal de um determinado ano e a sua efetiva execução.

Considerado importante elemento de caráter político, o orçamento muitas vezes sofre manipulações dos seus gestores para adequá-lo de maneira a beneficiar os seus interesses. Além do mais, o aparato legal e institucional que legislam sobre as fases de elaboração, implementação e revisão do orçamento também são variáveis capazes de alterar o comportamento das finanças públicas (Alesina e Perotti, 1996). Entretanto, não somente os elementos de caráter político e institucional são os responsáveis pelo desvio dos valores contidos no orçamento e a sua real execução. Visto que o orçamento fiscal constitui um elemento de planejamento do governo, os insumos necessários à sua elaboração provêm de previsões de variáveis macroeconômicas referentes ao período da execução orçamentária. Previsões de inflação, balanço de pagamentos e, sobretudo, de crescimento econômico dão sustentabilidade às projeções de recursos que o governo terá disponível para gastar no ano fiscal seguinte. Dessa maneira, a qualidade das previsões e, por conseguinte, da transparência torna-se fundamental para a saúde orçamentária de um país (Jonung e Larch, 2006).

Diferentes pesquisadores têm levantado questionamentos a respeito dos erros de previsão do balanço orçamentário do governo.<sup>1</sup> Em geral, a literatura tem sido segmentada em três grandes grupos:

(i) os estudos que debatem os melhores métodos e ferramentas de previsão (por exemplo, Bretschneider et al., 1989; Baguestani e McNown, 1992; Guillén, Hecq, Issler e Saraiva, 2015); (ii) os estudos que discutem a hipótese de fraca racionalidade com base na acurácia (não viés e eficiência) dos dados (por exemplo, Nordhaus e Durlauf, 1984; Nordhaus, 1987; Holden e Peel, 1990; Pons, 2000; Öller e Barot, 2000); e (iii) os estudos que procuram verificar a hipótese de forte racionalidade das previsões geradas com base nos fatores determinantes dos erros de previsão (por exemplo, Gentry, 1989; Auerbach, 1995 e 1999; Strauch, Hallerberg, e Von Hagen, 2004; Bruck e Stephan, 2006; Pina e Venes, 2011).

Em adição à literatura mencionada acima, a metodologia que faz uso de dados revisados (ex-post) e dados em tempo real (real-time) são colocadas em avaliação na análise dos erros de previsão fiscal (ver, por exemplo, Beetsma et. al., 2009; e Cimadomo, 2012). A conclusão que tem ganhado maior força é a de

---

<sup>1</sup> Uma ampla revisão da literatura é apresentada por Wallis (1989) e Leal et al. (2008).

que o uso de dados em tempo real importa para algumas questões de política econômica que envolva o uso de previsão, e que os resultados fiscais divergem quando comparados com dados revisados.

Dados revisados têm preocupado os economistas há muitos anos (ver Croushore, 2011). Conforme apontado por Koenig et al. (2003), os gestores de política econômica têm de basear as suas decisões em dados preliminares (estimativas temporais baseadas em informações limitadas) e parcialmente revistos, uma vez que os dados mais recentes são normalmente os menos confiáveis, pois representam um indicador ruidoso para valores finais. Sob essa perspectiva, Stark e Croushore (2002) concluem que em estudos no qual a previsão possui papel relevante é adequado fazer uso de dados em tempo real, pois refletem a informação disponível ao gestor de política econômica no momento em que as suas decisões são tomadas. No entanto, embora a literatura reconheça o potencial do uso de dados em tempo real, há ainda uma grande dificuldade, sobretudo para o caso de economias emergentes, de encontrar bases de dados que permitam o uso dessa metodologia. No caso brasileiro, o uso de dados em tempo real é possível por meio da coleta de informações a partir do Relatório Focus divulgado pelo BCB.

### 2.1. Sobre a mensuração do erro de previsão fiscal

A medida do erro de previsão fiscal corresponde, em geral, à diferença entre o balanço orçamentário executado (observado) e o balanço orçamentário previsto. Logo:

$$(2.1) \quad e_t = B_t - B_t^{t-1},$$

onde:  $e_t$  significa o erro de previsão para o ano  $t$ ;  $B$  é o balanço orçamentário; o subscrito  $t$  refere-se ao ano de aplicação do orçamento; e o superescrito refere-se ao ano de elaboração da previsão orçamentária. Logo,  $B_t^{t-1}$  representa a previsão do balanço orçamentário feita no ano  $t-1$  para a execução no ano  $t$ .

Para uma análise mais detalhada do balanço orçamentário, o mesmo pode ser decomposto nos seus elementos de gastos e receitas, isto é:

$$(2.2) \quad e_t = (R_t - R_t^{t-1}) - (D_t - D_t^{t-1}),$$

onde:  $R$  significa as receitas arrecadadas pelo governo;  $D$  são as despesas; e os superescritos e subscritos são, como na equação anterior, utilizados para se referir aos respectivos anos de elaboração e aplicação.

### 2.2. Determinantes do erro de previsão fiscal

Os determinantes do erro de previsão fiscal ganham suporte em uma literatura de política econômica que vincula agrupamentos de variáveis econômicas, políticas e institucionais com o desempenho fiscal. Em resumo, o que se pretende é verificar quais elementos impactam nas decisões de qualquer uma das etapas de planejamento, implementação ou revisão do orçamento fiscal. A hipótese que surge a partir desta verificação, é que esses elementos por causarem alterações no orçamento são os possíveis fatores determinantes do viés de previsão fiscal.

#### 2.2.1. Fatores Políticos

A indisciplina fiscal pode ter um efeito negativo sobre um governo tornando-o mal avaliado e sujeito à pressão popular dos seus eleitores. Dessa maneira cria-se um incentivo para apresentar um cenário de responsabilidade com as contas públicas, mesmo que seja somente um panorama ilusório criado por meio de projeções viesadas capazes de maquiagem as ingerências fiscais.

É bastante comum em anos de eleição (ciclos eleitorais) que um político tente mostrar uma imagem de que a economia vai bem, seja para se reeleger ou para eleger um sucessor.<sup>2</sup> Como bem observa Brück e Stephan (2006), as previsões do balanço orçamentário em países europeus são significativamente viesadas em períodos próximos às eleições, fato também confirmado por Pina e Venes (2011) que classifica o ato como motivação oportunista.

Um governo formado por uma fragmentada coalizão também contribui para o aumento do déficit público (Roubini e Sachs, 1989). Cada partido da coalizão pretende adquirir uma parcela cada vez maior dos recursos para gastar com seus grupos de interesses. Conforme observado por Besley e Case (2003), a concorrência dentro da coalizão faz crescer as pressões para aumentar gasto e gerar possíveis déficits orçamentários.

---

<sup>2</sup> Lewis-Beck (1990) compartilha da ideia de que candidatos a cargos políticos conseguem reeleição quando a economia passa por um bom momento e, por outro lado, apuram maus resultados junto aos eleitores quando a economia passa por dificuldades.

Ideologia dos partidos políticos é outro elemento levado em consideração no comportamento do orçamento fiscal. As hipóteses traçadas por Brück e Stephan (2006) indicam que governos de esquerda preferem manter o nível de atividade (empregos) aos custos da estabilidade de preços, o que implica maior dificuldade de prever as receitas tributárias. O oposto ocorre com governos de direita. Entretanto, Fabrizio e Mody (2006) argumentam que a tradicional distinção esquerda-direita tem efeitos ambíguos sobre o orçamento.

### **2.2.2. Fatores econômicos**

As projeções viesadas de crescimento econômico é, talvez, a principal variável apontada na literatura quando se quer explicar os erros de previsão fiscal, pois o PIB age como um estabilizador automático no balanço orçamentário por alterar a arrecadação das receitas.

Uma projeção de crescimento econômico muito otimista na fase de planejamento fiscal pode criar uma situação ilusória positiva (de maior superávit ou menor déficit) por superestimar as receitas ou subestimar gastos. Este quadro favorece o representante político, pois o mesmo pode *ex-ante* elevar os gastos planejados sem com isso passar a imagem de irresponsabilidade com as contas públicas, ao passo que *ex-post*, ele atribui o erro de previsão do PIB às condições aleatórias ruins do ciclo econômico (Alesina e Perotti, 1996). Uma solução para este problema é atribuir às autoridades independentes do governo, a função de construir as previsões de variáveis macroeconômicas que servirão de base para o orçamento fiscal (Jonung e Larch, 2006).

As condições cíclicas da economia medidas pelo hiato do produto são consideradas importantes para o estágio de planejamento orçamentário (Strauch, Hallerberg e von Hagen, 2004). Situações de incerteza são geradas pelos ciclos econômicos e induzem ao viés de previsão se o público esperar melhores condições econômicas em épocas de fracasso ou, também, por serem otimistas em excesso nas épocas de *boom* econômico.

O estoque inicial da dívida pública também exerce pressão sobre o orçamento. O argumento mais comum expõe que quanto maior for o estoque da dívida, maior é o esforço fiscal para conter gastos (aumento do superávit ou redução do déficit) na tentativa de reduzir o acúmulo do desequilíbrio fiscal. Contudo, um segundo argumento é dado por Lledó e Poplawasky-Ribeiro (2013) que acreditam que maiores estoques de dívida pública implicam maiores desvios da execução fiscal em relação ao planejado, pois mudanças nos *spreads* de taxa de juros ou abruptas mudanças no próprio estoque de dívida poderiam impedir uma correta previsão das variáveis fiscais. Há ainda a hipótese de que maiores estoques da dívida possam reduzir o erro de implementação caso haja o crescimento da liquidez no mercado de títulos que facilite, dessa maneira, o aprimoramento da execução fiscal (Gómez-Puig, 2006).

O efeito da inflação sobre o orçamento é explicado por Lledó e Poplawasky-Ribeiro (2013). A hipótese existente neste caso é a de que o erro de previsão do índice de preços pode afetar a execução orçamentária de três formas diferentes: (i) via aumento do nível de impostos, em que tal aumento não é completamente ajustado ou com ajuste de somente uma defasagem de inflação; (ii) via receitas de senhoriagem; e (iii) via efeitos sobre o real custo do serviço da dívida nominal.

### **2.2.3. Fatores institucionais e de governança**

O processo orçamentário está sujeito a uma série de regras de elaboração e execução que compõe o seu desenho institucional. A forma de governança fiscal e o grau de rigidez de regras incidentes sobre o orçamento são importantes elementos institucionais que impactam no balanço das contas públicas.

As fases do orçamento fiscal, em geral, sofrem de um problema relacionado às externalidades geradas pelo interesse comum sobre os recursos orçamentários. Isto significa que os impostos são arrecadados de um público em geral e os gastos dos recursos arrecadados beneficiam apenas um grupo específico definido pelo gestor orçamentário. Dessa forma, os tomadores de decisão (*decision-makers*) não internalizam totalmente os custos marginais do financiamento e, portanto, têm incentivos a apresentar propostas com níveis excessivos de gastos e déficit (von Hagen, 2010). A solução para resolver esse tipo de problema é alcançada via desenho do processo orçamentário com a criação de uma forma de governança fiscal (ou arranjo institucional) capaz de internalizar os custos marginais aos tomadores de decisão envolvidos.

A forma de governança é separada em duas modalidades mais comuns:<sup>3</sup> (i) contratos - a determinação de como distribuir os recursos públicos advém de uma negociação coletiva (em geral, no parlamento) entre os tomadores de decisão que, por sua vez, assumem um compromisso de cumprir com o objetivo fiscal acordado; e (ii) delegação – a decisão sobre as despesas orçamentárias entre as mais diversas rubricas ministeriais, bem como o controle na execução, é centralizada no ministro das finanças (ou no primeiro ministro).

No primeiro caso, os custos da externalidade são revelados e são internalizados por meio do processo de negociação dos objetivos fiscais, enquanto que no segundo caso os custos são internalizados pelo ministro das finanças que é o único responsável pelo sucesso ou fracasso do orçamento como um todo. Strauch, Hallerberg e von Hagen (2004) admitem também a possibilidade de que as duas formas de governança podem ser misturadas sob governos minoritários. Neste caso, um ministro das finanças com apoio majoritário no parlamento pode centralizar o processo dentro do governo, mas a aprovação final passaria pela negociação de contratos fiscais com os partidos-chave de oposição.

Von Hagen (2010) resume as principais hipóteses de como os tomadores de decisão agem diante da forma de governança. Um governo que opera sob um processo orçamentário do tipo contrato deveria ter suas projeções para o balanço orçamentário e receitas viesados para baixo (isto é, erro de previsão positivo), pois na fase de execução o uso de maiores receitas do que àquelas previstas são mais fáceis de negociar do que o corte de gastos caso as projeções fossem maiores que o valor efetivo correspondente. Por outro lado, um governo que opera sob o regime de delegação tem mais força de ajustar o orçamento sem os custos de negociação política e, portanto, tem menor razão para viesar as previsões.

Há autores que tentam capturar o impacto institucional sobre os erros de previsão fiscal utilizando-se de indicadores de qualidade institucional e regulatória. Fabrizio e Mody (2006), por exemplo, constroem um índice de qualidade geral das instituições orçamentárias que levam em consideração as regras e os mecanismos que dirigem as três etapas do processo orçamentário (planejamento, aprovação e execução). Lledó e Plopawasky-Ribeiro (2013), por sua vez, preferem utilizar os indicadores de capacidade institucional fornecidos por Dabla-Norris et. al. (2010) e os indicadores de governança do Banco Mundial fornecidos por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2011).<sup>4</sup>

### 3. Qualidade da transparência e determinantes da opacidade no caso brasileiro

O erro de previsão fiscal, que representa uma medida da falta de transparência ou de opacidade, é essencial para explicar a sustentabilidade da dívida pública e, por conseguinte, para o sucesso da gestão da política econômica.<sup>5</sup> Em específico, o erro de previsão fiscal é uma ferramenta indispensável para avaliar o comprometimento do governo com o equilíbrio fiscal.<sup>6</sup> A forma mais utilizada para mensurar o erro de previsão fiscal consiste no desvio entre valor realizado do balanço orçamentário para o ano “t” ( $B_t$ ) e o previsto do balanço orçamentário ( $B_t^P$ ), ou seja:

$$(3.1) \quad e_t = B_t - B_t^P.$$

Um erro de previsão representa uma situação em que há falta de transparência. Entretanto um erro de previsão positivo possui uma interpretação distinta de um erro de previsão negativo. O caso de um erro de previsão positivo indica situações em que as projeções subestimam o valor atual em caso de superávit ou superestimam o valor atual em caso de déficit. Em outras palavras, configura-se em uma situação de prudência fiscal em que o orçamento executado saiu-se melhor do que o previsto. O contrário é observado no caso de erro de previsão negativo, em que se verifica a falta de prudência do responsável pela gestão do orçamento público.

As previsões para um dado ano “t” são obtidas mensalmente por uma média das previsões diárias

<sup>3</sup> Para maiores detalhes sobre essas duas formas de governança Hallerberg, Strauch e Von Hagen (2007).

<sup>4</sup> Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2011) concentra sua atenção em seis indicadores de governança: (i) Voz e prestação de Contas; (ii) Estabilidade Política e ausência de violência/terrorismo; (iii) Efetividade do Governo; (iv) Qualidade Regulatória; (v) Regra de lei; e, (vi) Controle de corrupção.

<sup>5</sup> Para uma análise da relação entre a sustentabilidade da dívida pública e a política econômica, ver: Blanchard (1984), Bohn (1998), Blanchard e Perotti (2002).

<sup>6</sup> Quanto à relevância do erro de previsão fiscal, ver: Artis e Marcelino (2001), Pina e Venes (2011), e Merola e Pérez (2013).

divulgadas pelo BCB com base nas expectativas de agentes de mercado.<sup>7</sup> Dessa maneira, para cada ano “t” são utilizados 12 lançamentos mensais (vintage), em que  $v = 1, 2, 3, \dots, 12$  significam os meses de lançamento de janeiro, fevereiro, março, e assim por diante, até o mês de dezembro. Para os dados de resultado são coletados os últimos lançamentos (dados revisados) do balanço orçamentário também disponibilizado pelo departamento econômico (DEPEC) do BCB.<sup>8</sup>

Dado que extensão das previsões se altera no tempo de acordo com o período de lançamento, uma segunda medida do erro de previsão que considera previsões de horizonte fixado pode ser calculada.<sup>9</sup> Esta última considera que o hiato temporal de previsão diminui à medida que a data de previsão se aproxima do evento previsto no decorrer dos lançamentos dos dados. Assim, a medida do erro de previsão corresponde a:

$$(3.2) \quad e_t = B_t - F_{y_0, m, y_1}^{fh}(B),$$

onde  $B_t$  representa os dados de resultado, e  $F_{y_0, m, y_1}^{fh}(B)$  é a previsão de horizonte fixado do balanço orçamentário para o ano “t” publicadas no lançamento ( $m = 1, 2, 3 \dots, 12$ ) do ano anterior “t-1”. Com base em Dovern, Fritsche e Slacalek (2012), uma aproximação para previsões de horizonte fixados para os próximos 12 meses ( $X_1 = 12$ , 1 ano à frente) é obtida como uma média ponderada de previsões de eventos fixados para o ano corrente e o ano seguinte, isto é:

$$(3.3) \quad F_{y_0, m, x_1}^{fh}(B) = F_{y_0, m, 12}^{fh}(B) = \left( \frac{12 - m + 1}{12} \right) F_{y_0, m, y_0}^{fe}(B) + \left( \frac{m - 1}{12} \right) F_{y_0, m, y_0+1}^{fe}(B),$$

onde  $F_{y_0, m, y_0}^{fe}(B)$  é a previsão de evento fixado feita no “m” lançamento no ano  $y_0$  para o ano  $y_0$  (previsão ano corrente).

De maneira a analisar o erro de previsão fiscal para a economia brasileira, a análise empírica é baseada em dados mensais disponível em SGST/BCB para o período de 2003 a 2013. A primeira observação levada em consideração é janeiro de 2003, pois a partir desse ano é possível obter maiores informações sobre expectativas de diferentes variáveis macroeconômicas. Em resumo, a amostra é composta de 132 erros de previsão (11 anos com 12 observações mensais) para cada horizonte de previsão considerado neste estudo.

Baseadas nas medidas da equação 3.1, os erros de previsão fiscal para a economia brasileira são computados para diferentes horizontes preditivos. A previsão para o ano “t” pode ter sido feita no ano “t” (previsão feita para ano corrente), no ano “t-1” (previsão feita para 1 ano à frente), e no ano “t-2” (previsão feita para 2 anos à frente). Cabe ressaltar ainda a forma de horizonte fixo em 1 ano (12 meses à frente) calculada de acordo com as equações 3.2 e 3.3. Como mostrado na figura 3.1, independente do horizonte de tempo em consideração, uma instabilidade é observada no decorrer do tempo que pode ser explicada por fatores econômicos, políticos e institucionais.<sup>10</sup> É possível ver que depois de 2009, devido ao impacto da crise financeira global, há uma deterioração do cenário fiscal brasileiro (crescimento nos erros de previsão fiscal negativos).

<sup>7</sup> Os agentes privados fazem previsões orçamentárias para avaliar o desempenho fiscal e tomar suas decisões com base na qualidade das finanças públicas (Leal et al., 2008).

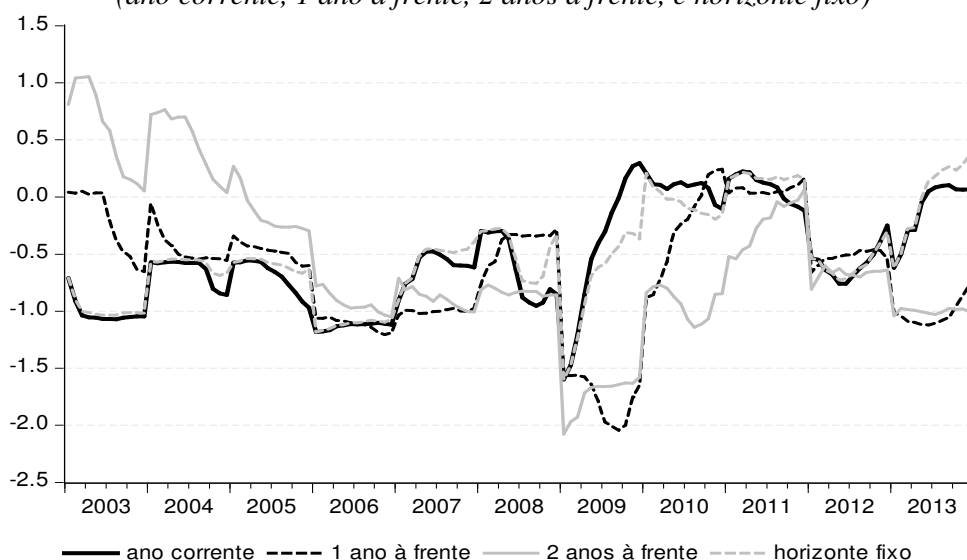
<sup>8</sup> Alguns autores como De Castro, Pérez e Rodríguez-Vives (2013) estudam os erros de revisão dos dados fiscais.

<sup>9</sup> Para maiores detalhes da metodologia de previsões de eventos fixados e horizonte fixado ver: Clements (1997); Dovern, Fritsche e Slacalek (2012); Patton e Timmermann (2011).

<sup>10</sup> Para estudos que analisam os fatores determinantes do erro de previsão do balanço orçamentário, ver: Bruck e Stephan (2006), Jonung e Larch (2006), Leal et al. (2008), Pina e Venes (2011), Merola e Perez (2013).

**Figura 3.1**

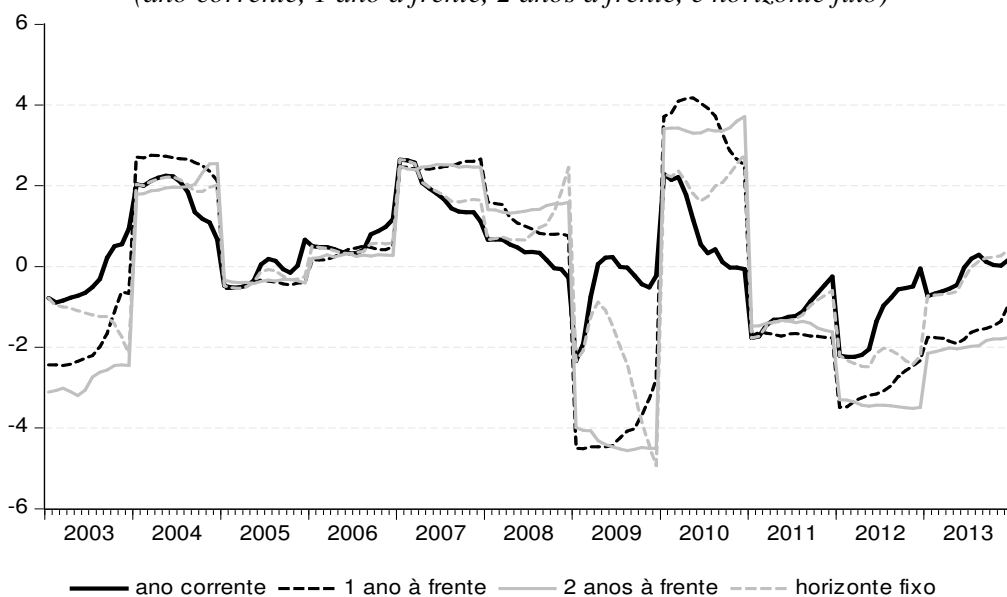
*Erro de previsão do Balanço Orçamentário do Governo  
(ano corrente, 1 ano à frente, 2 anos à frente, e horizonte fixo)*



Dentre os fatores econômicos que determinam os erros de previsão fiscal, os erros de previsão de crescimento econômico são importantes, pois esta variável reflete a operação dos estabilizadores automáticos. Ou seja, as projeções do balanço orçamentário levam em conta as previsões de crescimento para estimar as receitas orçamentárias (Artis e Marcellino, 2001; Strauch, Hallerberg, e Von Hagen, 2004). A partir das informações disponíveis no SGST/BCB nós calculamos os erros de previsão de crescimento econômico com base na mesma metodologia que mensura os erros de previsão fiscal (ano corrente, 1 ano à frente, 2 anos à frente, e horizonte fixo). A figura 3.2 mostra que os erros de previsão de crescimento econômico não são estáveis no decorrer do tempo e que, com exceção de 2010, os erros de previsão negativos são persistentes após a crise financeira global.

**Figura 3.2**

*Erro de previsão de Crescimento Econômico  
(ano corrente, 1 ano à frente, 2 anos à frente, e horizonte fixo)*





### 3.1. Qualidade e acurácia das previsões fiscais e de crescimento econômico

A qualidade das previsões é analisada a partir das usuais medidas estatísticas que envolvem os erros de previsão: Erro Médio (EM), Erro Médio Absoluto (EMA), Raiz Quadrada do Erro Médio (RQEM), e o Erro Percentual Médio Absoluto (EPMA). O EM revela a magnitude e direção das projeções e assim indica a orientação fiscal. O erro médio positivo indica uma postura de prudência nas previsões por parte da instituição previsora, enquanto que o erro médio negativo sinaliza uma postura negligente em que instituição previsora foi otimista em relação ao valor realizado, o que pode levar à ocorrência de déficits e elevação da dívida pública. As outras estatísticas (EMA, RQEM e EPMA) capturam a precisão das projeções, isto é, quanto maiores os seus valores, menos precisas são as projeções realizadas.<sup>11</sup> As estatísticas são calculadas da seguinte forma:

$$(3.4) \quad EM = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N e_t^h; \quad EMA = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N |e_t^h|;$$

$$RQEM = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (e_t^h)^2}, \text{ e } EPMA = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left| \frac{e_{t+h}}{b_{t+h}} \right|$$

onde:  $N$  é nº de observações para o horizonte de tempo  $t+h$ ,  $B_{t+h}$  é o resultado do balanço orçamentário.

De maneira a testar se as previsões são acuradas, um teste padrão de não viés e eficiência por estimar é adotado (ver, Holden e Peel, 1990):<sup>12</sup>

$$(3.5) \quad Y_t = \alpha + \beta F_t + u_t$$

onde:  $Y_t$  é a série de resultado,  $F_t$  é a série de expectativas,  $\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros, e  $u_t$  é o termo de erro.

Uma condição suficiente para as previsões serem não viesadas é testada sobre a hipótese conjunta de  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$ , e a condição de não correlação é verificada pelo teste LM. Em adição a esta abordagem, também é adotada a sugestão feita por Öller e Barot (2000) de testar ambos os tipos de erros sistemáticos (não viés e não correlação) de forma simultânea. O teste é obtido por meio da regressão do erro de previsão com uma constante e várias defasagens do erro de previsão quanto forem necessários para tornar os resíduos um ruído branco:

$$(3.6) \quad e_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i e_{t-i} + u_t,$$

onde:  $i=1,2$ .<sup>13</sup> Teste para viés e autocorrelação pode ser realizado, respectivamente, como um teste “t” para  $\gamma_0=0$ , e um teste “F” para quaisquer outros valores de  $\gamma$  diferentes de 0.

Ainda no sentido de verificar qualidade dos dados, a condição de racionalidade é geralmente colocada em investigação. De acordo com Nordhaus (1987), as expectativas racionais implicam que sucessivas revisões de previsão de um mesmo evento devem ser não correlacionadas. De maneira a testar a rigidez de informação, as revisões são definidas a partir de previsões atualizadas trimestralmente. Considere a revisão como sendo:  $e_{i,t} = X_{i,t}^f - X_{i+1,t}^f$ , onde  $i$  representa o período (vintage) em que a previsão foi feita,  $X^f$  a previsão da variável, e “t” o ano para qual foi feita a previsão. Para cada horizonte de tempo ( $h = 2, 1$  e ano corrente) é definido um  $i = 4, 3, 2$ , e 1, representando, respectivamente, as diferenças entre as previsões dos trimestres de janeiro a março, abril a junho, julho a setembro, outubro a dezembro do ano de lançamento. Portanto, o teste de rigidez de informação é obtido por meio de:

$$(3.7) \quad e_{i,t}^h = \sigma_1 + \sigma_2 e_{i+1,t}^h + \mu_t,$$

onde:  $e_{i,t}^h$  é a revisão,  $h = 2,1,0$  representa, respectivamente, 2 anos à frente, 1 ano à frente, e ano corrente. O teste de rigidez de informação (não correlação) pode ser realizado por meio de um teste F

<sup>11</sup> Não há consenso na literatura que identifique a melhor medida para avaliar a qualidade das previsões. Para uma análise de diferentes medidas que levam em conta os erros de previsão, ver Armstrong e Collopy (1992), e Tofallis (2015).

<sup>12</sup> De acordo com Pons (2000), uma previsão é considerada acurada se ela for não viesada e eficiente.

<sup>13</sup> Para aplicações macroeconômicas, Öller e Barot (2000) recomendam a inclusão de uma ou duas defasagens do erro de previsão (ou seja,  $i = 1, 2$ ).

para a hipótese nula  $\sigma_1 = \sigma_2 = 0$ .<sup>14</sup>

De acordo com Artis e Marcelino (2001) e Pina e Venes (2011), os objetivos do previsor tende a ser politizado. Ou seja, desvios positivos e negativos dos valores previstos são usados estrategicamente de maneira que o previsor pode estar associado a uma função perda assimétrica. Diante de uma possível função perda assimétrica, aquelas propriedades convencionais dos erros de previsão, que são condições suficientes para acurácia no caso de função perda simétrica, não são mais válidas. Nesse contexto, baseado em Granger (1999) há não viés e não correlação quando  $\delta_0=0$  e  $\delta_1=0$  na seguinte regressão:

$$(3.8) \quad c'(e_h) = \delta_0 + \delta_1 f_h + u_h,$$

onde:  $c'(e_h)$  é a primeira derivada da função perda e  $f_h$  é a previsão para o período  $h$ .

Além disso, de maneira a testar a assimetria nos erros de previsão, uma função perda quadrática assimétrica que atribui diferentes ponderações para erros de previsão positivos e negativos (função ‘quad-quad’), tal como proposto por Artis e Marcellino (2001) e Pina e Venes (2011), é adotada. Portanto:

$$(3.9) \quad c(e) = \begin{cases} ae_j^2, e \leq 0 \\ be_i^2, e > 0 \end{cases}$$

onde:  $a$  é o peso atribuído a erros de previsão negativos (previsões otimistas) e  $b$  é o peso atribuído a erros de previsão positivos (previsões prudentes). A estimação desses parâmetros deve cumprir com a condição de não-viés de  $c'(e)$ , assim nós assumimos a preferência do previsor (razão dos dois coeficientes =  $b/a$ ) tal que a média amostral de  $c'(e)$  é zero. Quando  $b/a > 1$ , há uma mais alta perda para erros de previsão positivos e assim os previsores preferem tender para o lado otimista das previsões. Quando  $b/a < 1$ , há uma mais alta perda para erros de previsão negativos e assim os previsores preferem seguir previsões prudentes. Finalmente, uma razão  $b/a$  próxima a 1 sugere adequação de que o previsor segue uma função perda simétrica.

A qualidade das previsões para ambos os erros de previsão fiscal e de crescimento é mostrado na tabela 3.1 para todos os horizontes preditivos considerados e também para a amostra inteira de previsões.

Em relação ao erro de previsão fiscal, um EM negativo é observado em todos os casos. Esta observação significa que as instituições de previsão não foram prudentes e, conseqüentemente, construíram um cenário otimista que cria uma superestimação do quadro fiscal. Portanto, é observada falta de transparência (opacidade). Este resultado é também observado pelas estatísticas do EMA, RQEM, e EPMA. Como esperado, quanto maior o horizonte preditivo, mais baixa é a qualidade das previsões (o valor das estatísticas de precisão crescem). Em geral, as estatísticas do erro de previsão de crescimento econômico são similares àquelas observadas para o erro de previsão fiscal. No entanto, o EM positivo observado para o horizonte preditivo do ano corrente sugere uma projeção prudente para o horizonte de curto prazo. Em relação a acurácia das previsões, os testes de não-viés e autocorrelação propostos por Holden e Peel (1990) e reportada em Acurácia 1 (tabela 3.1) rejeita a hipótese de não viés e não correlação para os erros de previsão fiscal, e assim, a propriedade de fraca eficiência não é observada. Isto significa que há uma tendência de superestimar ou subestimar as previsões sistematicamente sobre o tempo. Em relação aos erros de previsão de crescimento econômico, embora a presença de viés não seja observada para os horizontes de 1 e 2 anos à frente, existe autocorrelação e, portanto, a fraca eficiência é também rejeitada. Estes resultados são, em alguma extensão, confirmados pelo teste proposto por Öller e Barot (2000) e reportados em Acurácia 2 (tabela 3.1).

Os resultados para o teste de rigidez de informação estão reportados na tabela 3.2. Para grande parte dos trimestres de revisão de previsão analisados nos diferentes horizontes temporais, o coeficiente de “ $\sigma_2$ ” positivo e estatisticamente significativo demonstra evidência de correlação positiva entre as revisões para ambas as variáveis, balanço orçamentário e crescimento. Dessa maneira, como assinalado por Nordhaus (1987), a hipótese de eficiência dos dados é rejeitada, e a correlação positiva sugere uma clara tendência para previsões suavizadas, isto é, os agentes previsores incorporam lentamente em suas previsões as informações que estão sendo disponibilizadas.

<sup>14</sup> Dado que  $i = 4, 3, 2, 1$ , e o teste requer que a revisão de previsão seja feita contra a revisão anterior, o resultado é reportado estabelecendo como variável dependente  $e_{3,t}$ ,  $e_{2,t}$ , e  $e_{1,t}$ .

**Tabela 3.1**

*Propriedades dos Erros de Previsão por Horizonte Preditivo*

Erro de Previsão Fiscal									
<i>Horizonte</i>	<i>EM</i>	<i>EMA</i>	<i>RQEM</i>	<i>EPMA</i>	<i>Obs</i>	<i>Acurácia 1</i>		<i>Acurácia 2</i>	
						<i>Não Viés</i>	<i>Não Corr</i>	<i>Não Viés</i>	<i>Não Corr</i>
Ano Corrente	-0.520	0.576	0.688	19.769	132	606.380***	225.734***	-1.721*	701.953***
1 ano à frente	-0.841	0.863	1.085	61.783	132	398.478***	202.993***	-2.038**	384.627***
2 anos à frente	-1.060	1.069	1.357	85.727	132	252.044***	225.768***	-2.012**	502.781***
Amostra Total	-0.799	0.829	1.069	54.820	396	485.975***	1290.800***	-3.187***	1305.393***

Erro de Previsão de Crescimento Econômico									
<i>Horizonte</i>	<i>EM</i>	<i>EMA</i>	<i>RQEM</i>	<i>EPMA</i>	<i>Obs</i>	<i>Não-Viés</i>	<i>Não-Corr</i>	<i>Não-Viés</i>	<i>Não-Corr</i>
Ano Corrente	0.173	0.887	1.154	47.039	132	12.170***	404.132***	0.633	325.438***
1 ano à frente	-0.317	2.156	2.477	333.825	132	1.438	174.413***	-0.730	397.147***
2 anos à frente	-0.794	2.314	2.698	456.829	132	3.955	224.021***	-0.909	288.458***
Amostra Total	-0.297	1.769	2.200	273.681	396	8.601**	1018.457***	-0.708	1054.424***

Nota: “Obs” é o número de observações. Acurácia 1 é o teste baseado em Holden e Peel (1990) onde “Não Viés” reporta o Chi-quadrado no teste de Wald para a hipótese nula  $\alpha=0$  e  $\beta=1$  (equação 3.5), e “Não Corr” reporta a estatística “F” para o teste LM. Acurácia 2 é o teste baseado em Öller e Barot (2000) onde “Não Viés” é a estatística “t” para erros de previsão médio igual a zero, e “Não Corr” reporta a estatística “F” para hipótese nula  $\gamma_1=\gamma_2=0$  na equação 3.6. (\*), (\*\*), e (\*\*\*) denota a rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5%, e 1%, respectivamente.

**Tabela 3.2**

*Rigidez de Informação em previsões fiscais e de crescimento econômico*

Horizonte	Previsão do Balanço Orçamentário do Governo				Previsão de Crescimento Econômico			
	$\sigma_1$	$\sigma_2$	<i>Estatística F</i>	$R^2$	$\sigma_1$	$\sigma_2$	<i>Estatística F</i>	$R^2$
Ano Corrente								
$e_{1,t}^0$	0.001 (0.025)	0.566** (0.228)	3.613*	0.330	-0.166** (0.066)	0.550*** (0.104)	46.310***	0.392
$e_{2,t}^0$	0.009 (0.020)	0.382** (0.158)	3.228*	0.442	0.015 (0.084)	0.193* 0.094	3.536*	0.056
$e_{3,t}^0$	0.001 (0.051)	0.670** (0.260)	3.804**	0.448	-0.020 (0.193)	0.149 0.121)	11.667***	0.018
-----								
1 ano à frente								
$e_{1,t}^1$	0.072 (0.048)	0.329 (0.449)	1.959	0.044	-0.080 (0.090)	0.756** (0.324)	3.373*	0.377
$e_{2,t}^1$	0.012 (0.010)	0.286* (0.165)	2.048	0.541	0.034 (0.061)	1.287** (0.456)	4.151*	0.451
$e_{3,t}^1$	0.012 (0.036)	0.799** (0.263)	5.318**	0.555	-0.053 (0.052)	-0.088 (0.329)	0.527	0.005
-----								
2 anos à frente								
$e_{1,t}^2$	0.031 (0.032)	0.427 (0.385)	5.319**	0.068	-0.026 (0.032)	0.456* (0.243)	4.289**	0.121
$e_{2,t}^2$	0.011 (0.015)	0.151 (0.187)	0.646	0.119	-0.015 (0.018)	0.409*** (0.046)	40.961***	0.486
$e_{3,t}^2$	0.004 (0.017)	0.446** (0.158)	6.510**	0.302	-0.053 (0.040)	1.026* 0.585	1.574	0.268

Nota: A rigidez de informação é um teste baseado em Nordhaus (1987) onde a estatística “F” reporta o teste F para hipótese nula  $\sigma_1 = \sigma_2 = 0$  (equação 3.7). Erros-padrão robustos entre parênteses. (\*), (\*\*), e (\*\*\*) denotam a rejeição da hipótese nula aos níveis de 10%, 5%, e 1%, respectivamente.

Seguindo Artis e Marcelino (2001), a estimação dos pesos atribuídos aos erros de previsão permite computar a razão “ $b/a$ ”. Os resultados da tabela 3.3 mostram um fator assimétrico (razão  $b/a$ ) muito maior do que 1 e que é crescente quanto maior for o horizonte preditivo.<sup>15</sup> Portanto, o previsor tem um incentivo a lançar previsões orçamentárias oportunistas criando erros de previsão negativos (subestimados). Em relação ao erro de previsão de crescimento econômico, a razão  $b/a$  é menor do que 1 para o ano corrente (0.67) e assim superestimações são desejáveis. Entretanto, para horizontes mais longos, os fatores assimétricos são maiores do que 1 e assim a superestimação é menos desejável.

**Tabela 3.3**  
*Erros de Previsão – função perda assimétrica por horizonte preditivo*

Erro de Previsão Fiscal				
Horizonte	$b/a$	Não Corr	Frac eficiência	
			$\delta_0$	$\delta_1$
Ano Corrente	19.766	0.48	4.25***	-6.29***
1 ano à frente	77.889	0.16	-1.12	-0.32
2 anos à frente	253.274	0.35	-2.34**	1.67*
Amostra Total	55.725	4.67**	-0.18	-1.07
Erro de Previsão de Crescimento Econômico				
Horizonte	$b/a$	Não-Corr	Frac eficiência	
			$\delta_0$	$\delta_1$
Ano Corrente	0.673	0.04	-1.70*	2.43**
1 ano à frente	1.344	0.01	1.10	-1.03
2 anos à frente	2.044	0.07	3.89***	-3.92***
Amostra Total	1.404	0.09	1.09	-0.80

Nota: “Não Corr” é o Teste (LM(2)) para não-correlação de  $c'(e)$ . Fraca eficiência reporta o teste “t” para  $\delta_0=0$  e  $\delta_1=0$  na equação 3.8.  $b/a$  próximo a 1 corresponde a perda quadrática simétrica. (\*), (\*\*), e (\*\*\*) denota a rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5%, e 1%, respectivamente.

Em resumo, muitos dos resultados indicam que o previsor atribui uma mais alta perda para previsões excessivamente prudentes. A hipótese de fraca eficiência não pode ser rejeitada para ambos os erros de previsão fiscal e de crescimento econômico para projeções de 1 ano à frente e para amostra total. Portanto, é possível observar uma melhoria nos resultados quando comparados com aqueles referentes à função perda simétrica apresentados na tabela 3.1.

### 3.2. Determinantes do erro de previsão fiscal no Brasil

De maneira a analisar os determinantes do erro de previsão do balanço orçamentário do governo, uma primeira dimensão que leva em conta os fatores econômicos é considerada. Por ser um país emergente, há a possibilidade de existir uma persistência dos erros de previsão  $e$ , como consequência, o valor defasado do erro da previsão fiscal ( $e_{t-1}^F$ ) é considerado como uma variável explanatória. Em outras palavras, é possível observar se há um efeito *backward-looking* nas previsões. A introdução do erro de previsão de crescimento econômico ( $e^G$ ) no modelo é justificável, pois, como apontado por Artis e Marcellino (2001), esta variável reflete a operação de estabilizadores automáticos. Em particular, devido ao fato de as previsões do balanço orçamentário considerar as previsões de crescimento econômico para estimação das receitas, é esperado que um maior  $e^G$  cause maior  $e^F$  (sinal do coeficiente positivo).

O hiato do produto é uma importante variável de controle na análise dos determinantes do erro de previsão do balanço orçamentário do governo, pois é esperado que o erro de previsão fiscal seja maior em períodos anteriores a uma queda na atividade econômica e que seja menor durante a aceleração

<sup>15</sup> Estes altos valores são também observados por Strauch, Hallerberg, e Von Hagen (2004) para França (1991-2002).

econômica. Como *proxy* para o hiato do produto (GAP), este estudo usa o Índice de Atividade Econômica (IBC-Br) disponível pelo SGST/BCB. Pelo fato de o hiato do produto representar um controle para o ciclo durante o estágio de planejamento orçamentário, uma relação positiva com  $e^F$  é esperada.

Conforme identificado pela literatura sobre gerenciamento de dívida pública, existe um limite prudencial para a razão dívida pública/PIB. Portanto, de maneira a observar os efeitos da dívida pública (*DEBT*) sobre o erro de previsão do balanço orçamentário do governo, e assim o grau de estresse fiscal que o governo está sujeito, é considerado no modelo a variável dívida do governo geral bruta (%PIB) disponível no SGST/BCB.<sup>16</sup> Para o caso de um país onde o governo não é comprometido com a responsabilidade fiscal, tal como observado na economia brasileira nos últimos anos, uma relação positiva entre *DEBT* e  $e^F$  é provável. Neste contexto, o modelo básico é obtido por meio de:

$$(3.10) \quad e_t^F = \alpha_0 e_{t-1}^F + \alpha_1 e_t^G + \alpha_2 GAP_{t-1} + \alpha_3 DEBT_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Embora o uso de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seja um método simples para estimar a equação 3.10, como observado por Fabrizio e Mody (2006), variáveis orçamentárias podem conduzir a um sério problema de causalidade reversa e assim os resultados poderiam ser viesados e ineficientes. Com o objetivo de reduzir a possibilidade de endogeneidade nas regressões, os regressores foram defasados em um período. Entretanto, o fato de as series terem frequência mensal pode ainda causar dúvidas em relação à endogeneidade nas regressões. Portanto, este estudo faz uso de uma análise mais robusta baseada no Método de Momentos Generalizados (GMM).

De acordo com Wooldridge (2001), para obter um estimador GMM mais eficiente do que o MQO, deve haver uma alguma restrição sobre as variáveis instrumentais. Portanto, a estatística “J” é calculada para cada modelo como um teste de sobreidentificação das condições de momento. Além do mais, como usual, as variáveis instrumentais usadas na regressão são os regressores defasados.<sup>17</sup> Ademais, além das estimações em um estágio são feitas estimações para estimadores GMM em dois estágios fazendo uso da correção de Windmeijer (2005) para tratar do viés sobre os erros-padrão decorrente de pequenas amostras.

Dado que este estudo faz uso de séries de tempo (frequência mensal), um pré-requisito para obter estimações confiáveis é que as séries sejam estacionárias. Portanto, de maneira a verificar se as séries possuem raiz unitária, os testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) foram realizados.<sup>18</sup> Os resultados denotam que todas as séries são I(0).

Em geral, independente dos métodos (GMM1 ou GMM2), o resultado das estimações (ver tabela 3.4) revelam que o coeficiente do erro de previsão fiscal defasado é significativo e positivo e, portanto, sugere a presença de um efeito *backward-looking*. Em relação ao coeficiente do erro de previsão de crescimento econômico, um efeito positivo e significativo é observado, o que indica que o viés nas previsões do PIB é transmitido para as previsões orçamentárias, pois as previsões de crescimento econômico se traduzem em choques sobre as receitas orçamentárias. Um positivo e significativo coeficiente do hiato do produto revela que ciclos econômicos são relevantes para explicar os erros de previsão fiscal. Finalmente, embora o sinal da dívida bruta do governo geral (% PIB) seja positivo, não há significância estatística que confirme que uma irresponsabilidade fiscal é significativa para aumentar os erros de previsão do balanço orçamentário do governo.

Até agora, este estudo levou em conta apenas fatores econômicos como determinantes do erro de previsão fiscal. No entanto, além de fatores econômicos, fatores políticos, institucionais e de governança são relevantes para explicar o erro de previsão fiscal.

<sup>16</sup> Em relação à literatura a respeito deste tema, ver Blanchard et al. (1990), e Perotti (1999).

<sup>17</sup> Para eliminar qualquer possibilidade de distorcer os resultados, o máximo de defasagens aplicadas para cada instrumento foi 9. Além disso, o número de instrumentos usados para todos os modelos é menor do que 18% em relação ao total de observações.

<sup>18</sup> Consultar os autores para detalhes sobre o resultado dos testes.

**Tabela 3.4**  
*Estimativa do Erro de Previsão do Balanço Orçamentário do Governo*  
*(Fatores Econômicos)*

<i>Regressores</i>	<i>GMM1</i>	<i>GMM2</i>
<i>Constante</i>	-1.583 (0.709)	-1.708 (1.150)
$e_{t-1}^F$	0.810*** (0.059)	0.748*** (0.108)
$e_t^G$	0.035* (0.019)	0.056* (0.032)
$GAP_{t-1}$	0.007*** (0.002)	0.009** (0.004)
$DEBT_{t-1}$	0.010 (0.007)	0.008 (0.010)
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.833	0.820
<i>Obs</i>	123	123
<i>J-Estatística</i>	4.828	5.282
<i>Prob J-Estatística</i>	0.939	0.948
<i>Instrumentos</i>	16	17

Nota: Níveis de significância Marginal: (\*\*\*) denota 0.01, (\*\*) denota 0.05, e (\*) denota 0.10. GMM1 – estimação GMM em 1 estágio - Erros-padrão robustos (Newey-West) estão entre parênteses. GMM2 - estimação GMM em 2 estágios - Erros-padrão robustos (Windmeijer) estão entre parênteses. Prob J-Estatística reporta o respectivo p-valor do teste J.

Dentre os fatores políticos que induzem a erros de previsão do balanço orçamentário do governo, ciclos eleitorais são tradicionalmente considerados na literatura.<sup>19</sup> Como apontado por Rogoff (1990) é comum que em períodos próximos a eleições existam um crescimento nas despesas públicas como uma tentativa para influenciar a escolha de seu sucessor. Nesse contexto, o modelo incorpora duas possibilidades para avaliar o efeito dos ciclos eleitorais:

(i) uma variável *dummy* (ELE) igual a 1 para anos em que há eleições para governadores de estado, presidente da república, e 0 para os demais anos.

(ii) de acordo com De Castro, Pérez e Rodriguez-Vives (2013), Franzese (2000, 2002), e Mink e De Haan (2005) uma transformação das variáveis originais para medir a proximidade das eleições pode ser computada como uma variável contínua. Para o caso quando a eleição ocorrerá no ano corrente “t”, o indicador (*ELEC*) em “t” é o resultado de:  $ELEC = [(M-1)+d / D/12]$ , onde *M* é o mês da eleição, *d* é o dia da eleição, e *D* é o número de dias existentes naquele mês. Para o ano antes do ano eleitoral, o indicador é resultado de  $ELEC=[12-(M-1)-d/D]/12$ . Para os demais anos o indicador é igual a zero ( $ELEC=0$ ). De acordo com esta visão, é esperado que o coeficiente estimado seja negativo devido ao fato que a proximidade das eleições conduziria o governo a um déficit orçamentário mais elevado.

Em relação às medidas de governança capazes de afetar os erros de previsão fiscal, o índice de *Voice e Accountability* (VA), disponível nos Indicadores de Governança Mundial, é particularmente útil para esta análise, pois ele captura a percepção de até que ponto os cidadãos de um país podem participar na escolha do seu governo e, assim, serem capazes de julgar a condução política dos seus representantes (Kaufmann, Kraay, e Mastruzzi, 2011). Este índice tem uma escala entre -2,5 a 2,5. Valores mais elevados indicam uma melhor governança.

Além do indicador supracitado para governança, o modelo também considera a porcentagem da população que desaprova a forma de governar (DWG), variável esta disponível no Instituto de Pesquisa

<sup>19</sup> Ver, Strauch, Hallerberg, e Von Hagen (2004), Jonung e Larch (2006), Brück e Stephan (2006), Pina e Venes (2011).

Econômica Aplicada (IPEA). Esta variável é interessante para a análise porque a desaprovação da população pode representar menos capacidade do governo para induzir erros de previsão fiscal.

Portanto, uma forma abrangente para analisar o erro de previsão do balanço orçamentário do governo é dada por meio das seguintes equações:

$$(3.11) \quad e_t^F = \beta_0 e_{t-1}^F + \beta_1 e_t^G + \beta_2 GAP_{t-1} + \beta_3 DEBT_{t-1} + \beta_4 ELE + \xi_t^0,$$

$$(3.12) \quad e_t^F = \beta_5 e_{t-1}^F + \beta_6 e_t^G + \beta_7 GAP_{t-1} + \beta_8 DEBT_{t-1} + \beta_9 ELEC_t + \xi_t^1,$$

$$(3.13) \quad e_t^F = \beta_{10} e_{t-1}^F + \beta_{11} e_t^G + \beta_{12} GAP_{t-1} + \beta_{13} DEBT_{t-1} + \beta_{14} VA_t + \xi_t^2, e$$

$$(3.14) \quad e_t^F = \beta_{15} e_{t-1}^F + \beta_{16} e_t^G + \beta_{17} GAP_{t-1} + \beta_{18} DEBT_{t-1} + \beta_{19} DWG_t + \xi_t^3.$$

O resultado das estimações referentes às equações supracitadas é apresentado na tabela 3.5. Em geral, os sinais dos coeficientes e a significância estatística estão em consonância com aqueles resultados observados nas estimações anteriores para o modelo básico. Em relação às novas variáveis introduzidas no modelo, é observado que os coeficientes das variáveis *ELE* e *ELEC* são significantes e negativos. Portanto, como apontado por Bruck e Stephan (2006) e Pina e Venes (2011), há evidências de que o ciclo eleitoral tende a criar um viés nas previsões orçamentárias. Os coeficientes de *VA* e *DWG* são negativos e significantes, o que, por sua vez, está de acordo com a ideia de que quanto maior o poder de governança e capacidade de monitoramento da população, menor será o viés nas previsões orçamentárias.<sup>20</sup>

---

<sup>20</sup> Outros indicadores de governança (Qualidade Regulatória - RGQ e *Rule of Law* - RLW) do Banco Mundial foram considerados como variação das equações 3.13 e 3.14. Em geral, embora a maioria dos coeficientes não tivesse significância estatística, o sinal negativo apresentou alinhamento com os resultados mostrados na tabela 3.5. Para maiores detalhes das estimações neste modelo, consultar os autores.



**Tabela 3.5**

*Estimativas do Erro de Previsão do Balanço Orçamentário do Governo  
(fatores econômicos, políticos, institucional e de governança)*

Regressores	Equação (3.11)		Equação (3.12)		Equação (3.13)		Equação (3.14)	
	<i>GMM1</i>	<i>GMM2</i>	<i>GMM1</i>	<i>GMM2</i>	<i>GMM1</i>	<i>GMM2</i>	<i>GMM1</i>	<i>GMM2</i>
<i>Constante</i>	-1.636** (0.704)	-1.636 (1.251)	-1.536** (0.713)	-1.536 (1.252)	-1.086 (0.701)	-0.982 (0.920)	-1.719** (0.829)	-1.719 (1.194)
$e_{t-1}^F$	0.751*** (0.054)	0.751*** (0.078)	0.762*** (0.055)	0.762*** (0.079)	0.749*** (0.072)	0.753*** (0.104)	0.745*** (0.077)	0.745*** (0.107)
$e_t^G$	0.047*** (0.018)	0.047* (0.027)	0.049*** (0.017)	0.050* (0.025)	0.051** (0.020)	0.050* (0.027)	0.063*** (0.021)	0.063** (0.029)
$GAP_{t-1}$	0.008*** (0.002)	0.008* (0.004)	0.008*** (0.002)	0.008* (0.004)	0.008*** (0.002)	0.007** (0.004)	0.007** (0.003)	0.007* (0.004)
$DEBT_{t-1}$	0.008 (0.007)	0.008 (0.012)	0.007 (0.007)	0.007 (0.012)	0.004 (0.007)	0.003 (0.008)	0.013 (0.008)	0.013 (0.012)
<i>ELE</i>	-0.129*** (0.034)	-0.129*** (0.049)						
<i>ELEC</i>			-0.135** (0.036)	-0.135** (0.060)				
$VA_t$					-0.602** (0.265)	-0.617* (0.350)		
$DWG_t$							-0.006** (0.003)	-0.006* (0.004)
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.838	0.838	0.834	0.834	0.822	0.823	0.810	0.810
<i>Obs</i>	123	123	123	123	123	123	123	123
<i>J-Estatística Prob</i>	6.116	6.116	7.013	7.013	5.477	5.708	5.493	5.493
<i>J-Estatística</i>	0.942	0.942	0.957	0.957	0.993	0.991	0.963	0.963
<i>Instrumentos</i>	19	19	21	21	22	22	19	19

Nota: Níveis de significância marginais: (\*\*\*) denota 0.01, (\*\*) denota 0.05, e (\*) denota 0.10. GMM1 – estimação GMM em 1 estágio - Erros-padrão robustos (*Newey-West*) estão em parênteses. GMM2 - estimação GMM em 2 estágios - Erros-padrão robustos (*Windmeijer*) estão em parênteses. Prob J-Estatística reporta o respectivo p-valor do teste J.

#### 4. Conclusão

O quadro fiscal das economias emergentes é marcado pela instabilidade recorrente das finanças públicas que acaba comprometendo a credibilidade fiscal e a gestão da política fiscal. Nestas condições, a análise em relação ao lançamento de previsões orçamentárias viesadas e que, portanto, representam uma situação de falta de transparência, é essencial na busca de uma gestão adequada da política fiscal para alcançar a sustentabilidade da dívida pública. Neste contexto, este estudo utilizou dados da economia brasileira para analisar a qualidade e eficiência dos erros de previsão do balanço orçamentário do governo. Além disso, foi explorada a análise dos determinantes do erro de previsão fiscal a partir de dimensões econômica, política, institucional e de governança. Por fim, vale destacar que esta é a primeira análise para a economia brasileira que faz uso de uma base de dados que considera as expectativas orçamentárias disponíveis do BCB, e os resultados fornecidos neste estudo ajudam a preencher a falta de investigação sobre esse assunto em países emergentes.

As evidências apresentadas para o Brasil mostram que os dados de previsão fiscal, bem como aquelas observadas por uma extensa literatura para o caso europeu, apresentam baixa qualidade e acurácia. Além disso, observa-se que o erro de previsão fiscal está sujeito a uma persistência (efeito *backward-looking*), bem como sofre efeitos de um viés nas previsões de crescimento econômico. Ao contrário dos estudos que se concentraram nos países europeus, as flutuações cíclicas da economia brasileira têm influência significativa no erro de previsão fiscal. Em linha com a literatura, os ciclos eleitorais representam uma fonte de previsões superestimadas (otimistas). Finalmente, a força institucional e de governança apoiada pela pressão popular é crucial para suprimir motivações oportunistas nas previsões orçamentárias.

A análise desenvolvida neste estudo cria elementos importantes para o debate sobre a condução da política fiscal. Em primeiro lugar, aumentar a eficiência institucional proporcionando maior responsabilidade e transparência em relação ao orçamento em países emergentes seria capaz de reduzir as motivações políticas oportunistas sobre as previsões orçamentárias, pois promovem uma maior visibilidade pública para o viés de previsão e, assim, aumenta o custo político da trapacear. A solução geralmente dada por outros estudos é o uso de agências previsoras independentes.<sup>21</sup> Em segundo lugar, fazer previsões orçamentárias com dados ajustados ciclicamente pode reduzir o efeito dos ciclos econômicos sobre o erro de previsão fiscal, especialmente quando identificada a presença do efeito *backward-looking*. Em terceiro lugar, é importante fortalecer os quadros jurídicos e institucionais para evitar o viés causado pelos ciclos eleitorais. Em geral, é claro que em países emergentes como o Brasil, os dados das previsões fiscais estão sujeitos a pressões oportunistas que são diferentes daquelas observadas nos países europeus devido à falta de fortes fundamentos macroeconômicos.

#### 5. Referências

- ALESINA, A., PEROTTI, R. (1996), “Budget Deficits and Budget Institutions”, *IMF Working Papers*, N. 96/52, International Monetary Fund.
- ALT, J.E., LASSEN, D.D. (2006). “Fiscal transparency, political parties, and debt in OECD countries,” *European Economic Review*, 50(6), 1403-1439.
- ARMSTRONG, J. S., COLLOPY, F. (1992), “Error Measures for Generalizing about Forecasting Methods: empirical comparisons”. *International Journal of Forecasting*, 8(1), 69-80.
- ARTIS, M., MARCELLINO, M. (2001), “Fiscal Forecasting: The track record of the IMF, OCDE and EC”. *Econometrics Journal*, 4(1), S20-S36.
- AUERBACH, A.J. (1995), “Tax Projections and the Budget: lessons from the 1980’s” *American Economic Review*, 85(2), 165-169.
- AUERBACH, A. J. (1999), “On the Performance and Use of Government Revenue Forecasts”. *National Tax Journal* 52(4), 767-782.
- BAGUESTANI, H., MCNOWN, R. (1992), “Forecasting the Federal Budget with Time Series Models”. *Journal of Forecasting*, 11(1), 127–139.

---

<sup>21</sup> Entretanto, como apontado por Merola e Pérez (2013), embora algumas instituições previsoras privadas lancem dados mais acurados, elas estão sujeitas aos mesmos problemas das agências de previsão do governo.

- BEETSMA, R., GIULIODORI, M., WIERTS, P. (2009), "Planning to Cheat: EU fiscal policy in real time". *Economic Policy*, 24(60), 753-804.
- BESLEY, T., CASE, A. (2003), "Political institutions and policy choices: evidence from the United States", *Journal of Economic Literature*, 41(1), 7-73.
- BLANCHARD, O. (1984), "Current and Anticipated Deficits, Interest Rates and Economic Activity". *European Economic Review*, 25(1), 7-27.
- BLANCHARD, O. J., CHOURAQUI, J-C., HAGEMANN, R. P., SARTOR, N. (1990), "The Sustainability of Fiscal Policy: New Answers to an Old Question". *OECD Economic Studies*, 15(Autumn), 7-36.
- BLANCHARD, O., PEROTTI, R. (2002), "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output". *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- BOHN, H. (1998), "The Behavior of U.S. public debt and deficits". *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949-963.
- BRETSCHNEIDER, S. I., GORR, W. L., GRIZZLE, G., KLAY, E. (1989), "Political and Organizational Influences on the Accuracy of Forecasting State Government Revenues". *International Journal of Forecasting*, 5(3), 307-319.
- BRÜCK, T., STEPHAN, A. (2006), "Do Eurozone Countries Cheat with their Budget Deficit Forecasts?" *Kyklos*, 59(1), 3-15.
- CIMADOMO, J. (2012) "Fiscal Policy in Real Time". *The Scandinavian Journal of Economics*, 144(2), 440-465.
- CLEMENTS, M. P. (1997). "Evaluating the rationality of fixed-event forecasts". *Journal of Forecasting*, 16, 225-239.
- CROUSHORE, D. (2011), "Frontiers of Real-time Data Analysis". *Journal of Economic Literature*, 49(1), 72-100.
- DABLA-NORRIS, E., ALLEN, R., ZANNA, L., PRAKASH, T.,; KVINTRADZE, E., LLEDÓ, V., YACKOVLEV, I., GOLLWITZER, S. (2010), "Budget Institutions and Fiscal Performance in Low-Income Countries". *IMF Working Paper*, Nº. 10/80, March.
- DE CASTRO, F., PÉREZ, J. J., RODRÍGUEZ-VIVES, M. (2013), "Fiscal Data Revisions in Europe". *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(6), 1187-1209.
- DOVERN, J., FRITSCH, U., SLACALEK, J. (2012), "Disagreement Among Forecasters in G7 Countries". *Review of Economics and Statistics*, 94(4), 1081-1096.
- FABRIZIO, S., MODY, A. (2006), "Can budget institutions counteract political indiscipline?" *Economic Policy*, 21 (48), 689-739.
- FMI (2016). "How Does the IMF Encourage Greater Fiscal Transparency?" International Monetary Fund, Factsheet, September, Washington.
- FRANZESE, R. J. (2000), "Electoral and Partisan Manipulation of Public Debt in Developed Democracies, 1956-1990". (In) *Institutions, Politics and Fiscal Policy*, edited by Rolf Strauch, and Jürgen von Hagen, 61-83. Dordrecht: Kluwer Academic Press.
- FRANZESE, R. J. (2002), "Electoral and Partisan Cycles in Economic Policies and Outcomes". *Annual Review of Political Science*, 5(1), 369-421.
- GENTRY, W. M. (1989), "Do State Revenue Forecasters Utilize Available Information?" *National Tax Journal*, 42(4), 429-439.
- GÓMEZ-PUIG, M. (2006), "Size matters for liquidity: Evidence from EMU sovereign yield spreads", *Economic Letters*, 90(2), 156-62.
- GRANGER, C. (1999), "Outline of forecast theory using generalized cost functions", *Spanish Economic Review*, 1(2), 161-173.
- GUILLÉN, O.T.C., HECQ, A., ISSLER, J. V., SARAIVA, D. (2015). "Forecasting multivariate time series under present-value model short- and long-run co-movement restrictions". *International Journal of Forecasting*, v. 31, 862-875.
- HALLERBERG, M., STRAUCH, R., von HAGEN, J. (2007), "The design of fiscal rules and forms of governments in EU countries". *European Journal of Political Economy*, 23(2), 338-359.

- HOLDEN, K., PEEL, D. A. (1990), "On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts", *Manchester School*, 63(2), 120–127.
- JONUNG, L., LARCH, M. (2006). "Improving Fiscal Policy in the EU: The Case for Independent Forecasts". *Economic Policy*, 21(47), 491-534.
- KAUFMANN, D., KRAAY, A., MASTRUZZI, M. (2011). "The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues". *Hague Journal on the Rule of Law*, 3(2), 220-246.
- KOENING, E. F., DOLMAS, S., PIGER, J.M. (2003). "The Use and Abuse of Real-Time Data in Economic Forecasting". *Review of Economics and Statistics*, 85(3), 618-628.
- KOPITS, G., CRAIG, J. (1998). "Transparency in government operations." IMF occasional paper 158.
- LEAL, T., PÉREZ, J. J., TUJULA, M., VIDAL, J. (2008), "Fiscal Forecasting: Lessons from the Literature and Challenges". *Fiscal Studies*, 29(3), 347-386.
- LEWIS-BECK, Michael S. (1990), "Economics & Elections: The Major Western Democracies". University of Michigan Press.
- LLEDÓ, V., POPLAWSKI-RIBEIRO, M. (2013), "Fiscal Policy Implementation in Sub-Saharan Africa". *World Development*, 46(C), 79-91.
- MEROLA, R., PÉREZ, J. J. (2013), "Fiscal Forecast Errors: governments versus independent agencies?". *European Journal of Political Economy*, 32(C), 285-299.
- MINK, M., DE HAAN, J. (2005), "Has the Stability and Growth Pact Impeded Political Budget Cycles in the European Union?" *CESifo Working Paper Series*, 1532.
- NORDHAUS, W. D., DURLAUF, S. (1984), "Empirical Tests of the Rationality of Economic Forecasters: a fixed horizons approach". *Cowles Foundation Discussion Paper*, n° 717-r, 1-40.
- NORDHAUS, W. D. (1987), "Forecasting Efficiency: concepts and applications". *Review of Economics and Statistics*, 69(4), 667-674.
- ÖLLER, L., BAROT, B. (2000), "The Accuracy of European Growth and Inflation Forecasts". *International Journal of Forecasting*, 16(3), 293-215.
- PATTON, A.J., TIMMERMANN, A. (2011), "Predictability of Output Growth and Inflation: a multi-horizon survey approach." *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(3), 397-410.
- PEROTTI, R. (1999), "Fiscal Policy in Good Times and Bad". *Quarterly Journal of Economics*, 114(4), 1399-1436.
- PINA, A.M., VENES, N. (2011), "The Political Economy of EDP fiscal forecasts: an empirical assessment". *European Journal of Political Economy*, 27(3), 534-546.
- PONS, J. (2000), "The Accuracy of IMF and OECD Forecasts for G-7 Countries". *Journal of Forecasting*, 19(1), 53–63.
- POTERBA, J., von HAGEN, J., (1999). Introduction. In: Poterba, J.M., von Hagen, J. (Eds.), *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*. University of Chicago Press, Chicago.
- ROGOFF, K. (1990), "Equilibrium Political Budget Cycles". *American Economic Review*, 80(1), 21-36.
- ROUBINI, N., SACHS, J. (1989), "Government spending and budget deficits in the industrial democracies", *Economic Policy*, 8, 100-132.
- STARK, T., CROUSHORE, D. (2002), "Forecasting with a Real-time Data Set for Macroeconomists". *Journal of Macroeconomics*, 24(4), 507-531.
- STRAUCH, R., HALLERBERG, M., VON HAGEN, J. (2004), "Budgetary Forecasts in Europe - The Track Record of Stability and Convergence Programmes". *ECB Working Paper*, No. 307.
- TOFALLIS, C. (2015), "A Better Measure of Relative Prediction Accuracy for Model Selection and Model Estimation". *Journal of the Operational Research Society*, 66(8), 1352-1362.
- VON HAGEN, J. (2010) "Sticking to fiscal plans: the role of institutions," *Public Choice*, 144(3), 487-503.
- WALLIS, K.F. (1989), "Macroeconomic Forecasting: a survey". *Economic Journal*, 99(1), 28-61.
- WINDMAIJER, F. (2005), "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators". *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2001), "Applications of generalized method of moments estimation". *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 87–100.