

**Julho 2017**

## **O Problema do Peso no Real em 2016**

**Pedro Henrique Moravis Venturi**

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo - FEA-RP/USP - Brasil

**Alex Luiz Ferreira**

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo - FEA-RP/USP - Brasil

### **Resumo**

Este artigo investiga os erros de previsão no mercado cambial brasileiro durante do período que antecedeu o impeachment da presidente Dilma Rousseff. Evidencia-se que esses erros estão relacionados com um fenômeno conhecido como “Problema do Peso” e não implicam a não racionalidade dos agentes. Desenvolve-se um modelo monetário com taxas de câmbio flutuantes e sujeitas ao “Problema do Peso”, e utiliza-se uma estimação paramétrica das probabilidades de impeachment por meio de um probit. Chega-se a conclusão que os erros de previsão da taxa de câmbio durante esse período são explicados pelas probabilidades de impeachment, o que indica a existência do “Problema do Peso” no mercado BRL/USD.

*Palavras-chave: câmbio, problema do peso, risco.*

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

### **Abstract**

This paper investigates the forecasting errors in the Brazilian foreign exchange market during the period that preceded the impeachment of president Dilma Rousseff. It is shown that these forecasting errors are related to a phenomenon known as “Peso Problem” and do not imply the non-rationality of the agents. A monetary model with floating exchange rates and subject to the “Peso Problem” is developed, and a parametric estimation of the probabilities of impeachment through a probit is used. We conclude that exchange rate forecasting errors during this period are explained by the impeachment probabilities, which indicates the existence of “Peso Problem” in the BRL/USD market.

*Keywords: exchange rate, peso problem, risk.*

*JEL Classification code: F31. E44*

# Introdução

A hipótese de expectativas racionais, como estabelecida por (MUTH, 1961) afirma que as informações disponíveis para os agentes econômicos são escassas e eles não as desperdiçam. Além disso, as expectativas dependem da estrutura do sistema econômico descrito e a previsão econômica verdadeira não permite que nenhum agente lucre por meio dela, já que na ausência de informação assimétrica, ela é conhecida por todos. Dessa forma, as expectativas são consideradas racionais quando os agentes utilizam todas as informações disponíveis e, em média, suas previsões são iguais aos valores verdadeiros das variáveis sobre as quais é feita a previsão, fazendo com que não haja erros sistemáticos de previsão.

No entanto, erros sistemáticos de previsão tem sido documentados na literatura. (INCE; MOLODTSOVA, 2017), por exemplo, faz uma análise dos mercados cambiais de países desenvolvidos e em desenvolvimento, chegando a conclusão que na maior parte dessas economias, inclusive no Brasil, os erros de expectativa estão associados a não racionalidade dos agentes no mercado de câmbio<sup>1</sup>. Contudo, esses erros não necessariamente estão associados à formação de expectativas irracionais, podendo ter outras explicações. Por exemplo, (FERREIRA et al., 2016) desenvolve um modelo em que os erros de expectativa da taxa de câmbio devem-se à informação assimétrica e mudanças de portfólio, não implicando que os agentes sejam não racionais<sup>2</sup>. O presente trabalho analisa uma outra situação, conhecida como “Problema do Peso”, em que é possível observar a ocorrência de erros previsíveis, sem implicar a não racionalidade dos agentes.

O “Problema do Peso”, de acordo com (LEWIS, 2008), ocorre quando os participantes de determinado mercado esperam uma mudança discreta nos fundamentos econômicos de certo ativo, fazendo com que os erros de previsão sejam correlacionados com as informações disponíveis e tenham média diferente de zero. Apesar da média dos erros ser diferente de zero, tal situação não contradiz a hipótese de expectativas racionais. Isso pode ser melhor compreendido ao se considerar uma equação que descreve a expectativa dos agentes sobre uma variável em que há a possibilidade de ocorrer uma mudança discreta nos fundamentos. Suponha que:  $E_t S_{t+1} = (1 - p_t)S^0 + p_t S^1$ , em que  $S^0$  é o valor de um ativo qualquer caso a mudança em seus fundamentos não ocorra,  $S^1$  é o valor do mesmo ativo caso a mudança ocorra e  $p_t$  é a probabilidade da mudança ocorrer ( $E_t$  é a expectativa condicional ao conjunto de informações disponível no período de tempo  $t$ ). É possível então perceber que, independentemente da mudança ocorrer ou não, o valor esperado será sempre diferente do valor verdadeiro enquanto houver a possibilidade de mudança de regime, ou seja enquanto  $p_t$  não convergir para zero ou um. Dessa forma, mesmo os agentes se comportando de forma racional, há erros sistemáticos em suas previsões.

Tal possibilidade teórica foi inicialmente documentada no mercado de câmbio mexicano por (ROGOFF, 1977) e (ROGOFF, 1980), o que explica o porquê de sua denominação<sup>3</sup>. No entanto, o “Problema do Peso” já pôde ser observado no mercado cambial americano por (LEWIS, 1988),

<sup>1</sup> Usando as expectativas de taxa de câmbio fornecidas pela *FX4Cast* e pelo *Consensus Economics*, (INCE; MOLODTSOVA, 2017) investigam se as taxas de câmbio esperadas fornecem uma previsão não enviesada para as taxas de câmbio observadas e fazem um teste para a ortogonalidade da previsão, verificando se os agentes incorporam todas as informações disponíveis em suas previsões. Num horizonte de 12 meses a hipótese de não existência de viés é rejeitada para o Brasil, assim como a hipótese de ortogonalidade, tanto num horizonte de três meses como num de 12.

<sup>2</sup> Os autores analisam os erros de previsão no mercado de câmbio brasileiro entre outubro de 2011 e dezembro de 2013. Os resultados empíricos mostram que eles podem ser explicados pela revisão no conjunto de informações disponíveis para os agentes a cada dia e pelo fluxo de ordem no mercado de câmbio futuro. (FERREIRA et al., 2016) utiliza a variação das expectativas de câmbio como *proxy* para a revisão do conjunto informacional dos agentes. O presente trabalho difere, entre outras coisas, ao analisar o período em que há mudanças diárias no conjunto de informações sobre um único evento preponderante, que caso se concretizasse, representaria uma mudança de regime. No entanto, ambos os trabalhos tem o comum o fato dos resultados serem favoráveis à hipótese de expectativas racionais.

<sup>3</sup> (EVANS, 1996) e (LEWIS, 2008) apontam que “alguns economistas” atribuem a origem do termo a Milton Friedman, apesar da fonte original não ser conhecida. (LOTHIAN et al., 2013) afirma que Irving Fischer foi o primeiro

(LEWIS, 1989), (KAMINSKY, 1993) entre outros que serão discutidos na próxima seção. Não há muitos trabalhos sobre o tema no Brasil. Um dos poucos é (SACHSIDA et al., 2001), que faz uma análise sobre a validade da Paridade da Taxa de Juros durante as décadas de 1980 e 1990. Argumenta que a não validade dessa relação entre 1994 e 1998 pode ser explicada por uma situação de “Problema do Peso”. O presente trabalho difere de (SACHSIDA et al., 2001) ao propor um modelo monetário para taxas de câmbio flutuantes na presença de “Problema do Peso”, uma vez que (SACHSIDA et al., 2001), em seu modelo teórico, considera apenas uma equação da Paridade da Taxa de Juros com câmbio fixo. Além disso, é feita uma análise sobre o a relação das probabilidades mudança de regime com os erros de previsão da taxa de câmbio, o que não é encontrado em (SACHSIDA et al., 2001).

O presente trabalho pretende fazer uma análise desse fenômeno tendo como base as cotações da taxa BRL/USD (Real/Dólar Norte-Americano), durante o período que antecedeu a votação do processo de impedimento (impeachment) presidencial na câmara dos deputados em 2016. Sabe-se que em 02/12/2015 o então presidente da câmara dos deputados, Eduardo Cunha, aceitou o pedido que dava abertura ao processo de impedimento da então presidente Dilma Rousseff, o que gerou a possibilidade concreta de uma troca de governo. O artigo mostra que havia uma crença, a qual acabou se confirmando após o processo, de que uma mudança de governo também levaria a uma alteração da política econômica<sup>4</sup>, gerando a possibilidade de mudanças dos fundamentos econômicos que governam a taxa de câmbio e caracterizando uma situação de “Problema do Peso”.

Procura-se verificar se as mudanças nas probabilidades de impeachment estão relacionadas com os erros de previsão da taxa de câmbio. O prosseguimento do processo foi votado e aprovado pela câmara dos deputados no dia 17/04/2016. De lá foi analisado pelo senado que votou a favor do afastamento temporário da presidente em 12/05/2016 e em 31/08/2016 votou o afastamento definitivo. Pretende-se aqui analisar o período que antecedeu a votação na câmara, mais precisamente entre os dias 14/03/2016 e 15/04/2016. Esse período foi escolhido devido a disponibilidade de dados necessários para se obter, por meio de um modelo probit, *proxies* diárias para a probabilidade de impeachment.

Através de um modelo teórico baseado em (LEWIS, 1989) e (MARK, 2001), procura-se analisar se os erros de previsão da taxa de câmbio estão associados a possibilidade de uma mudança nos fundamentos econômicos e no patamar de risco de *default*. Além disso, o trabalho exemplifica como instabilidades políticas podem ser refletidas no preço de ativos e trata de um tema pouco aplicado aos mercados financeiros brasileiros. Os estudos sobre erros de previsão no mercado cambial e sobre os efeitos de crises políticas na economia podem ser importantes para auxiliar a condução da política monetária e cambial por parte do Banco Central, bem como ser de interesse dos participantes desse mercado.

O *paper* está estruturado da seguinte maneira: a próxima seção faz uma revisão bibliográfica dos artigos relacionados com o “Problema do Peso”, são brevemente apresentados desde os primeiros trabalhos sobre o tema até alguns mais recentes; a seção 2 apresenta a metodologia utilizada e o modelo teórico elaborado; a seção seguinte descreve os dados que serão utilizados para testar a relação entre os erros de previsão e as probabilidades de impeachment, bem como apresenta as *proxies* para probabilidade de impeachment e o modelo probit utilizado para obter algumas delas; a seção 4 realiza os testes empíricos para verificar como os erros de previsão se relacionam com as *proxies* encontradas para a probabilidade de impeachment e, finalmente, apontam-se possíveis caminhos para pesquisas futuras.

---

economista a observar a relação conhecida como Paridade Descoberta da Taxa de Juros e também teria sido o primeiro a explicar possíveis motivos para a falha dessa relação, observando o que mais tarde seria conhecido como “Problema do Peso” e processos de aprendizagem Bayesianos.

<sup>4</sup> Já em outubro de 2015 o PMDB, partido do então vice presidente Michel Temer, havia divulgado um documento denominado “Uma Ponte para o Futuro”, no qual apresentava propostas para a economia distintas das adotadas pelo governo Dilma, sobretudo em relação a política fiscal e adoção de reformas estruturais.

# 1 Revisão Bibliográfica

Durante o final da década de 1970 e início da década de 1980 surgiram os primeiros trabalhos sobre o tema. Os primeiros a mencionar o “Problema do Peso” foram (KRASKER, 1980), (ROGOFF, 1977) e (ROGOFF, 1980). Em (ROGOFF, 1977) e (ROGOFF, 1980) o autor observa que mesmo com o câmbio fixo havia erros de expectativas positivos no mercado cambial mexicano. O câmbio esperado era sempre maior que o observado, uma vez que os agentes consideravam a possibilidade de uma desvalorização do Peso. Essa desvalorização de fato ocorreu em agosto de 1976 e gerou erros de previsão negativos que compensaram os erros positivos do período de incerteza sobre a desvalorização. Fazendo com que a média dos erros de previsão fosse zero após a desvalorização, respeitando a hipótese de média zero de expectativas racionais. Assim, os erros sistemáticos de previsão só se mantêm enquanto há possibilidades de mudança de regime.

(KRASKER, 1980) também analisa a eficiência dos mercados de câmbio na presença de “Problema do Peso”. Argumenta que quando uma pequena probabilidade de ocorrência de um evento influencia as ações dos agentes de determinado mercado, os testes de eficiência padrões, que geralmente utilizam a distribuição assintótica da estatística, não são sempre válidos. (KRASKER, 1980) mostra que caso testes de eficiência padrões sejam aplicados em um mercado em que há “Problema do Peso”, pode haver distorções no sentido da probabilidade do erro do Tipo I (probabilidade de rejeitar a eficiência e racionalidade do mercado quando ela é verdadeira) ser muito elevada.

Durante o final da década de 1980 e início da década de 1990, (LEWIS, 1988), (LEWIS, 1989) e (KAMINSKY, 1993) desenvolvem modelos para analisar a presença de “Problema do Peso” no mercado de câmbio americano. (LEWIS, 1989) propõe um modelo em que o processo que governa os fundamentos econômicos sofrerá uma alteração e que os agentes não sabem, inicialmente, se ela ocorrerá. O modelo teórico apresentado no presente trabalho é inspirado no desenvolvido por (LEWIS, 1989), contudo não se utiliza de uma atualização Bayesiana das probabilidades, já que optou-se por utilizar um modelo paramétrico (probit) para estimar as probabilidades. (LEWIS, 1989) mostra que, durante a década de 1980, o *Federal Reserve* passou a implementar uma política monetária mais restritiva. Contudo, na época, não era certo que a mudança na condução da política monetária seria mantida. A alteração no processo que governa os fundamentos econômicos ocorre inesperadamente, e assim, os agentes atualizam suas probabilidades de mudança de regime de forma Bayesiana, gerando um período de aprendizagem sobre a alteração no regime. O que resultou em erros de previsão, no mercado cambial, serialmente correlacionados. Geralmente, considera-se que após a ocorrência de uma mudança discreta em algum fundamento econômico, a situação de “Problema do Peso” desaparece. Contudo, em (LEWIS, 1988), a autora constrói um modelo em que os agentes, mesmo sendo racionais, precisam observar repetidamente as variáveis econômicas para aprender sobre o novo processo que governa os fundamentos após uma mudança de regime. Assim, a situação de “Problema do Peso” se manteria mesmo após a mudança de regime, durante o período de “aprendizagem” dos agentes. Situação que, como mostrado anteriormente, foi abordada em (LEWIS, 1989). Aqui optou-se por não considerar a possibilidade apontada por (LEWIS, 1988), uma vez que assume-se que caso ocorra o impeachment a alteração dos fundamentos é dada como certa. (KAMINSKY, 1993) também investiga os erros de previsão da taxa câmbio nos Estados Unidos durante o período de 1976 a 1987, verificando se eram racionais e caracterizavam uma situação de “Problema do Peso”. A autora chega à conclusão de que há evidências de “Problema do Peso” utilizando a taxa de câmbio à vista do dólar em relação a Libra no período estudado. O artigo apresenta um modelo em que os investidores utilizam as informações fornecidas pelo *Federal Reserve* sobre a condução da política monetária para aprender racionalmente sobre o processo que governa a política monetária e as taxas de câmbio. Como os anúncios do *Federal Reserve* não permitem uma classificação perfeita do regime, também é proposto um método para avaliar a reputação do banco central ao longo do tempo. Por meio desse modelo a autora confirma que as expectativas dos agentes são formadas racionalmente e ajuda a explicar o comportamento dos investidores quando há informação completa e quando não se

sabe ao certo o processo que governa os fundamentos do mercado a cada momento.

Embora a possibilidade teórica conhecida como “Problema do Peso” tenha sido observada inicialmente nos mercados cambiais e geralmente esteja associada a eles, ela pode existir no mercado de qualquer ativo financeiro, desde que os agentes antecipem uma mudança discreta nos fundamentos que determinam o preço do ativo. Ainda no início da década de 1990 (LEWIS, 1991) analisa se havia um “Problema do Peso” na Estrutura a Termo da Taxa de juros norte-americana nos anos de 1979 a 1982. Em 1979 o *Federal Reserve* alterou sua forma de realizar política monetária, passou a utilizar as reservas não emprestáveis como instrumento intermediário (até então as taxas de juros eram o instrumento intermediário utilizado). Essa mudança gerava taxas de juros mais elevadas e maiores flutuações, levando à crença de que o *Federal Reserve* não conseguiria manter a nova política. Assim, os agentes passaram a considerar a possibilidade de uma mudança de regime, o que resultava em erros sistemáticos de previsão das taxas de juros de longo prazo, apesar da existência de expectativas racionais.

No anos 2000, também é possível encontrar trabalhos sobre “Problema do Peso” associado a Estrutura a Termo da Taxa de Juros. Em (BEKAERT et al., 2001) há uma análise sobre possíveis anomalias na Estrutura a Termo da Taxa de Juros. Considerando que as taxas de juros de longo prazo equivalem as taxas de juros de curto prazo esperadas mais um prêmio pela liquidez (“*expectations hypothesis of the term structure*”), os autores procuram verificar se os vieses encontrados nessa relação podem estar associados ao “Problema do Peso”. Utilizam dados de sete países desenvolvidos, dentre eles os Estados Unidos, e consideram um modelo em que ocorre mudança de regime e outro que considera também a possibilidade de um prêmio pelo risco que varia ao longo do tempo. Verifica-se que a rejeição da “*expectations hypothesis of the term structure*” pode ser explicada devido ao “Problema do Peso” e pela existência de um prêmio pela liquidez que varia ao longo do tempo. O modelo desenvolvido nesse artigo também incorpora a possibilidade de alteração no termo de risco. O modelo apresentado em (BEKAERT et al., 2001) assume a hipótese de que o processo gerador dos dados é idêntico para todos os países analisados. (JARDET, 2008) procura relaxar essa hipótese e avaliar o efeito de uma situação de “Problema do Peso” e de prêmio pela liquidez variável ao longo do tempo sobre a hipótese das expectativas da estrutura a termo da taxa de juros. A autora analisa dados referentes aos Estados Unidos, Reino Unido e Alemanha para o período de 1973 a 1998. (JARDET, 2008) chega a conclusão de que a rejeição da hipótese das expectativas pode ser explicada pela ocorrência do “Problema do Peso”, principalmente em momentos em que há mudança de regime, como no período seguintes as crises cambiais europeias ocorridas em 1992. A existência de um prêmio pela liquidez variável ao longo do tempo também explica em parte a rejeição da hipóteses das expectativas durante alguns períodos.

Apesar de inicialmente observada e teorizada somente em 1976, situações caracterizadas como “Problema do Peso”, segundo alguns autores, já teriam ocorrido anteriormente. Ainda nos anos 2000, (HALLWOOD et al., 2000) faz uma análise sobre a possibilidade da existência de “Problema do Peso” no mercado cambial americano entre 1890-1897. Durante esse período, surge a crença que os Estados Unidos deixariam o Padrão Ouro e adotariam um sistema bimetalico. Isso fez com que os agentes passassem a esperar uma desvalorização do dólar, o que não ocorreu nesse período. Os autores construíram um modelo para avaliar se o viés encontrado na Paridade Descoberta da Taxa de Juros era resultado de uma variação do risco ao longo do tempo, ou de erros de previsão provocados pela possibilidade de adoção de um sistema bimetalico, caracterizando um “Problema do Peso”. E, assim como será feito nesse artigo, utilizam um modelo probit para obter as probabilidades dos Estados Unidos abandonarem o Padrão Ouro. Mais recentemente, (LOTHIAN et al., 2013) também abordaram a existência de “Problema do Peso” no mercado cambial americano durante 1893 e 1896. Segundo os autores, um dos episódios observados por Fischer em que a Paridade da Taxa de Juros torna-se enviesada ocorreu, justamente entre 1893 e 1896, período em que havia a possibilidade dos Estados Unidos abandonarem o Padrão Ouro. Essa possibilidade teria levado os agentes a um período de aprendizagem sobre uma possível alteração no sistema monetário, o que

gerou erros de previsão.

Não há uma literatura muito extensa sobre erros de previsão e “Problema do Peso” no mercado cambial brasileiro. Contudo, ainda no início dos anos 2000, (SACHSIDA et al., 2001) faz uma análise sobre a validade da Paridade Descoberta da Taxa de Juros no contexto brasileiro. (SACHSIDA et al., 2001) considera uma Paridade Descoberta da Taxa de Juros com câmbio fixo e possibilidade de desvalorização da moeda. Os autores testaram a validade dessa relação para os períodos de 1984 a 1998, 1984 a 1989, 1990 a 1994 e 1994 a 1998, sendo que apenas para o período de 1990 a 1994 as hipóteses da Paridade da Taxa de Juros era validadas. No período de 1994 a 1998, caracterizado pela implantação do Plano Real, os autores afirmam que a não validade dessa relação era consequência de uma situação de “Problema do Peso”. Os agentes do mercado cambial brasileiro consideravam a possibilidade de uma desvalorização do Real ao formarem suas expectativas, processo semelhante ao observado no México em 1976.

Apesar de também tratar sobre o tema no contexto brasileiro, o presente trabalho propõe um modelo teórico distinto do de (SACHSIDA et al., 2001), uma vez que não analisa somente a relação da Paridade da Taxa Juros para evidenciar uma situação de “Problema do Peso”. Foi construindo um modelo monetário, considerando taxas de câmbio flutuantes e com a possibilidade de presença do “Problema do Peso”. Além disso, considera-se que não só os fundamentos econômicos que governam a taxa de câmbio podem sofrer uma alteração, como também o patamar de risco de *default*. Complementa-se também o trabalho de (SACHSIDA et al., 2001) ao avaliar as probabilidade de mudança de regime, no caso representada pela possibilidade de ocorrência do impeachment, e como elas afetam os erros de previsão no mercado de câmbio.

Após a análise de parte da literatura relacionada ao “Problema do Peso”, a próxima seção define a metodologia que será empregada no presente trabalho e desenvolve um modelo teórico baseado em parte da literatura aqui analisada.

## 2 Metodologia e Modelo Teórico

O ponto de partida é um modelo monetário para taxa de câmbio flutuante semelhante ao proposto por (FRENKEL, 1976). Foi acrescentado, entretanto, uma variável referente ao risco na Paridade Descoberta da Taxa de Juros, o que não ocorre em (FRENKEL, 1976). O “Problema do Peso” é abordado de forma semelhante à utilizada em (LEWIS, 1989) e apresentada por (MARK, 2001). A partir desse modelo verifica-se empiricamente, por meio de testes econométricos se ocorreu uma situação de “Problema do Peso” no mercado cambial brasileiro no período que antecede a votação do processo de impeachment na câmara dos deputados.

Considera-se as seguintes funções de demanda por moeda<sup>5</sup>:

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t, \quad (1)$$

$$m_t^* - p_t^* = \phi y_t^* - \lambda i_t^*, \quad (2)$$

em que  $0 < \phi < 1$  é a elasticidade da demanda por moeda em relação a renda,  $\lambda > 0$  é a semi-elasticidade da demanda por moeda em relação a taxa de juros,  $m_t$  é a quantidade de moeda,  $y_t$  é a renda real,  $i_t$  representa a taxa de juros e  $p_t$  o nível de preços; variáveis com asterisco são referentes

<sup>5</sup> Apesar do modelo ser apresentado em termo *ad hoc*, existe microfundamentação para as equações (1) e (2), bem como para as equações (3) e (4) apresentadas a seguir. Assim, os parâmetros  $\lambda$  e *theta*, por exemplo, considerados os mesmos para economia doméstica quanto para estrangeira, por simplificação, poderiam ter uma interpretação baseada na estrutura do modelo microeconômico subjacente. Eles poderiam ser considerados, nesse sentido, “*deep parameters*”, isso é imunes à mudança no conjuntos de informações dos agentes racionais (à crítica de Lucas), uma vez que seriam funções de preferências, por exemplo.

à economia estrangeira, enquanto as sem o asterisco dizem respeito à economia doméstica<sup>6</sup>. Além disso, o modelo compreende uma equação para a Paridade Descoberta da Taxa de Juros com uma variável adicionada que representa o “risco”, e uma equação para a Paridade do Poder de Compra.

$$i_t - i_t^* = E_t s_{t+1} - s_t + \rho_t, \quad (3)$$

$$s_t = p_t - p_t^*, \quad (4)$$

em que  $s_t$  é a taxa de câmbio,  $E_t s_{t+1} = E(s_{t+1}|I_t)$  corresponde a expectativa da taxa de câmbio dado o conjunto de informações disponíveis no período  $t$ ,  $\rho_t$  representa o risco de *default* cambial. Para simplificar a descrição do modelo, define-se  $f_t \equiv (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*)$  como uma combinação linear de fundamentos econômicos. Substituindo (1),(2) e (3) em (4), tem-se:

$$s_t = f_t + \lambda \rho_t + \lambda(E_t s_{t+1} - s_t). \quad (5)$$

Considera-se  $g_t \equiv f_t + \lambda \rho_t$  como o vetor de fundamentos com o risco. Resolvendo (5) para  $s_t$ , encontra-se:

$$s_t = \gamma g_t + \psi E_t s_{t+1}, \quad (6)$$

em que  $\gamma \equiv \frac{1}{1+\lambda}$  e  $\psi \equiv \lambda\gamma$ .

A partir de (6) é possível construir um modelo para taxas de câmbio na presença de “Problema do Peso” similar ao desenvolvido por (LEWIS, 1989) e apresentado em (MARK, 2001). Assume-se que o processo que governa o risco e os fundamentos econômicos podem sofrer uma alteração. Na presente aplicação, a possibilidade de alteração se relaciona com a probabilidade de ocorrência de impeachment. Como os agentes, durante o processo de impeachment, não sabiam se ele realmente irá ocorrer, também não sabiam se mudanças nos processos que governam o risco e os fundamentos econômicos iriam se realizar.

Considera-se, por simplicidade, que os processos que governam os fundamentos econômicos e o risco são conhecidos pelos participantes do mercado de câmbio e evoluem de acordo com um “passeio aleatório” com “drift” e um AR(1) respectivamente, assim tem-se:

$$f_t = \delta + f_{t-1} + v_t, \quad (7)$$

em que  $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ ,  $\delta > 0$  e

$$\rho_t = \theta + a\rho_{t-1} + \epsilon_t, \quad (8)$$

em que  $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$  e  $|a| < 1$ , portanto

$$g_t = \delta + f_{t-1} + v_t + \lambda(\theta + a\rho_{t-1} + \epsilon_t). \quad (9)$$

Considera-se que a aprovação do impeachment reflete-se numa mudança no patamar de risco  $\theta$ , que seria alterado de  $\theta_0$  para  $\theta_1$  e que o parâmetro *delta* também mudaria de  $\delta_0$  para  $\delta_1$ . Assume-se que os agentes atribuem  $P_t = Prob(\theta = \theta_1 \text{ e } \delta = \delta_1 | I_t)$  como a probabilidade de que o impeachment ocorra, dado todas as informações disponíveis em  $t$ . Analogamente,  $(1 - P_t) = Prob(\theta = \theta_0 \text{ e } \delta = \delta_0 | I_t)$ , é a probabilidade que o impeachment não ocorra dado o conjunto de informações em  $t$ . Desse modo, no período  $t$ , os agentes formam expectativas para o período  $t + 1$  de acordo com:

<sup>6</sup> Considera-se todas as variáveis como sendo logarítmicas, com exceção da taxa de juros. As variáveis também são definidas pelo seu valor de fim de período.

$$\begin{aligned}
E_t g_{t+1} &= (1 - P_t)E[\delta_0 + f_t + v_t + \lambda(\theta_0 + a\rho_t + \epsilon_t)] + P_t E[\delta_1 + f_t + v_t + \lambda(\theta_1 + a\rho_t + \epsilon_t)] \\
&= g_t + (1 - P_t)\delta_0 + (1 - P_t)\lambda\theta_0 + P_t\delta_1 + P_t\lambda\theta_1.
\end{aligned} \tag{10}$$

Utilizando-se o método dos coeficientes indeterminados, é possível postular a seguinte solução:

$$s_t = \pi_1 g_t + \pi_2 P_t \delta_1 + \pi_3 (1 - P_t) \delta_0 + \pi_4 P_t \lambda \theta_1 + \pi_5 (1 - P_t) \lambda \theta_0. \tag{11}$$

Assumindo-se que  $E_t P_{t+1} = P_t$ , tem-se:

$$E_t s_{t+1} = \pi_1 g_t + (\pi_1 + \pi_2) P_t \delta_1 + (\pi_1 + \pi_3) (1 - P_t) \delta_0 + (\pi_1 + \pi_4) P_t \lambda \theta_1 + (\pi_1 + \pi_5) (1 - P_t) \lambda \theta_0. \tag{12}$$

Substituindo-se (11) e (12) em (6):

$$\begin{aligned}
\pi_1 g_t + \pi_2 P_t \delta_1 + \pi_3 (1 - P_t) \delta_0 + \pi_4 P_t \lambda \theta_1 + \pi_5 (1 - P_t) \lambda \theta_0 &= \\
\gamma g_t + \psi [\pi_1 g_t + (\pi_1 + \pi_2) P_t \delta_1 + (\pi_1 + \pi_3) (1 - P_t) \delta_0 + & \\
(\pi_1 + \pi_4) P_t \lambda \theta_1 + (\pi_1 + \pi_5) (1 - P_t) \lambda \theta_0]. &
\end{aligned} \tag{13}$$

Igualando-se os coeficientes, obtém-se:  $\pi_1 = 1$  e  $\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = \pi_5 = \lambda$  e a seguinte solução:

$$s_t = g_t + \lambda(P_t \delta_1 + (1 - P_t) \delta_0 + P_t \lambda \theta_1 + (1 - P_t) \lambda \theta_0). \tag{14}$$

Reescrevendo-se a equação (14) um período de tempo a frente:

$$s_{t+1} = g_{t+1} + \lambda(P_{t+1} \delta_1 + (1 - P_{t+1}) \delta_0 + P_{t+1} \lambda \theta_1 + (1 - P_{t+1}) \lambda \theta_0), \tag{15}$$

e tomando-se a esperança condicional em  $t$ , obtém-se

$$E_t s_{t+1} = g_t + (1 + \lambda)(P_t \delta_1 + (1 - P_t) \delta_0 + P_t \lambda \theta_1 + (1 - P_t) \lambda \theta_0). \tag{16}$$

Portanto, os erros de previsão serão dados por:

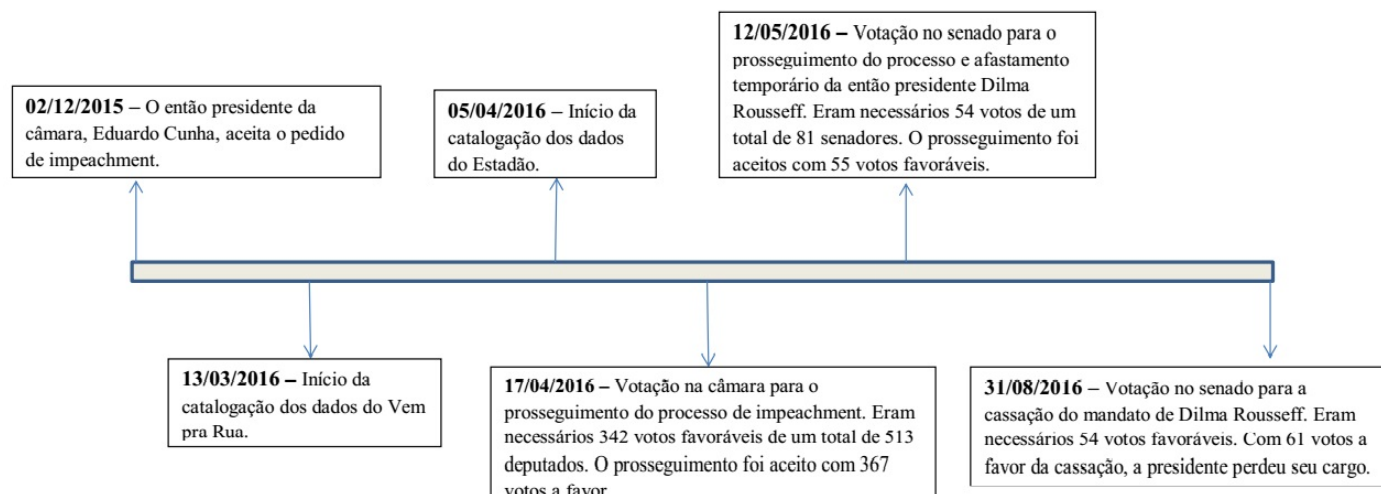
$$s_{t+1} - E_t s_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 P_{t+1} + \beta_2 P_{it} + u_t, \tag{17}$$

em que  $\beta_0 \equiv \delta_0 + \lambda\theta_0$ ,  $\beta_1 \equiv \lambda\alpha$ ,  $\beta_2 \equiv -(\beta_1 + \alpha)$  e  $u_t \equiv \Delta g_{t+1}$ , sendo  $\alpha \equiv \delta_1 - \delta_0 + \lambda(\theta_1 - \theta_0)$ .

O modelo assume que caso o impeachment ocorra e com isso um novo governo chegue ao poder, a condução da política econômica será distinta da feita pelo então governo de Dilma Rousseff como indicava o documento “Uma Ponte para o Futuro”. Isso levaria a alterações no processo que governa os fundamentos e no patamar do risco. Como é mostrado em (6), a taxa de câmbio é influenciada pelos fundamentos econômicos e pelo risco. Dessa forma, ao realizarem suas previsões, os agentes levariam em conta a probabilidade de impeachment. A equação (16) mostra que os agentes ponderam os parâmetros que podem ser alterados caso o impeachment ocorra pelas probabilidades dele ocorrer. É possível notar que, enquanto a probabilidade de impeachment não convergir para zero ou para um, ocorrerão erros sistemáticos de previsão da taxa de câmbio. Isso porque tanto no caso da ocorrência do impeachment como no caso da não ocorrência, o valor observado da taxa de câmbio será diferente daquele previsto, considerando os parâmetros ponderados pelas probabilidades de impeachment. Portanto, mesmo os agentes agindo de forma racional e utilizando todas as informações disponíveis para formarem suas expectativas, irão ocorrer erros de previsão enquanto existir a possibilidade de uma mudança de regime. Outro resultado apresentado no modelo é o fato das probabilidades de impeachment estarem correlacionadas com os erros de previsão, já que os agentes as utilizam ao formarem suas expectativas.



Figura 1 – Linha do tempo do processo de impeachment no Brasil em 2016



Fonte: Elaboração própria.

Serão realizados testes empíricos a fim de verificar se os erros de previsão são influenciados pelas probabilidades de impeachment como estabelecido em (17). Na próxima seção, faz-se a apresentação dos dados utilizados na estimação da equação (17) e uma breve discussão sobre as variáveis *proxies* para a probabilidade de impeachment.

### 3 Dados e Resultados

Os dados necessários para estimar os erros de expectativa da taxa de câmbio são a própria taxa de câmbio, a expectativa dessa variável e as probabilidades de impeachment. A análise será feita para o período anterior a votação do impeachment na câmara dos deputados, sendo que os dados cobrem o período entre 14/03/2016 e 15/04/2016, esse período foi escolhido devido a disponibilidade dos dados para obtenção de “proxies” para a probabilidade de impeachment. Para melhor compreensão, a linha do tempo apresentada na Figura 1 resume os principais eventos que se relacionam com a base de dados utilizada.

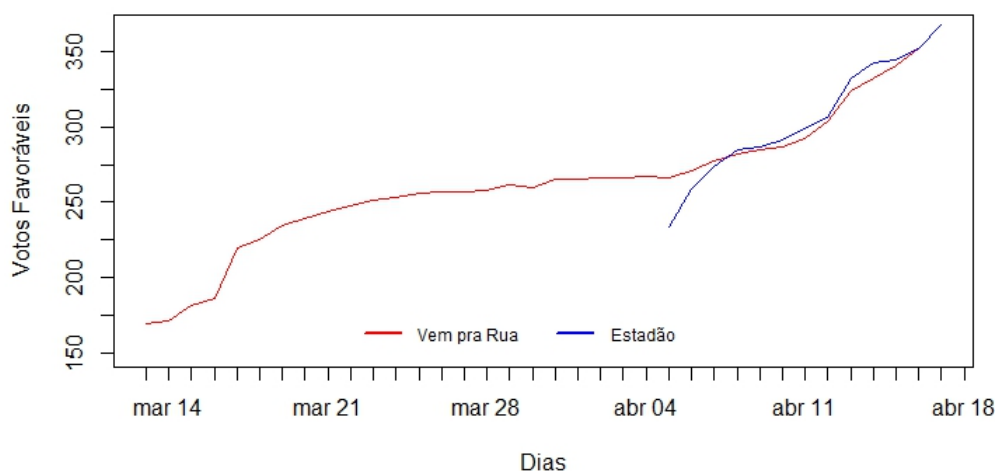
Para o cálculo dos erros de previsão são necessários dados sobre as expectativas das taxas de câmbio e os valores observados dessa variável. As taxas de câmbio esperadas são dadas pela média das expectativas da taxa câmbio para o último dia útil do mês, informação fornecida pelo Banco Central do Brasil. São utilizados dados do dia 14/03/2016 ao dia 15/04/2016, o que implica que as expectativas de câmbio são para os dias 31/03/2016 e 29/04/2016. Os erros de previsão correspondem a média simples entre os valores de compra e venda da taxa de câmbio “Ptax” para os dias 31/03/2016 e 29/04/2016, fornecida também pelo Banco Central do Brasil, subtraída das expectativas de câmbio, como definidas acima.

As probabilidades de impeachment não podem ser observadas diretamente, dessa forma, foi necessário encontrar algumas *proxies*. Serão utilizadas três variáveis *proxies*: a proporção de deputados que se declaravam favoráveis ao impeachment, a probabilidade média de um deputado votar a favor do impeachment e a probabilidade do impeachment ocorrer, calculada por meio de uma função cumulativa binomial. As duas últimas são obtidas por meio de um modelo probit, o qual será discutido na próxima seção. Para estimar a estimação do modelo, a variável mais importante foi o posicionamento dos deputados em relação ao impeachment no período anterior a votação como será visto. As intenções de votos dos deputados foram computadas por duas fontes, pelo *website* “Vem pra Rua”<sup>7</sup>

<sup>7</sup> “Vem pra Rua” é um movimento organizado pela sociedade civil que participou da organização de alguns protestos

e pelo jornal “O Estado de São Paulo”<sup>8</sup>. O período em que os dados estão disponíveis diferem entre as duas fontes: o “Estadão” disponibilizou o posicionamento dos deputados para o período entre 05/04/2016 e 16/04/2016, já o “Vem pra Rua” coletou dados para o período entre 14/03/2016 e 16/04/2016<sup>9</sup>. Contudo o *website* informava apenas o número de deputados favoráveis, contrários ou indecisos, não mostrava quem eram esses deputados. Isso impossibilitou a utilização desses dados para a estimação do modelo probit. Os dados do “Estadão” e os do “Vem pra Rua” não apresentam grandes diferenças em relação ao número de deputados favoráveis durante o período em que ambos estão disponíveis como mostra a Figura 2.

Figura 2 – Número de votos favoráveis computados pelo “Vem pra Rua” e pelo “Estadão”



Fonte: Elaboração própria com dados do Estadão e Vem pra Rua.

A variável *proxy* referente a proporção de votos foi obtida de forma direta a partir dos dados do “Vem pra Rua”, ao dividir o número de deputados favoráveis pelo número total de deputados. A Figura 3 abaixo mostra a proporção de votos favoráveis e os erros de previsão, é possível visualizar que há uma aparente relação entre as variáveis, a qual será melhor apresentada na seção 4.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas: Câmbio e Proporção de votos favoráveis

	Observações	Média	Desvio Padrão	Max.	Min.	Início	Fim
Câmbio	24	3.62	0.07	3.81	3.51	3.62	3.52
Proporção de favoráveis	24	0.50	0.09	0.66	0.33	0.33	0.66

Notas: As estatísticas descritivas da proporção de votos favoráveis considerou apenas os dias úteis do período de análise.

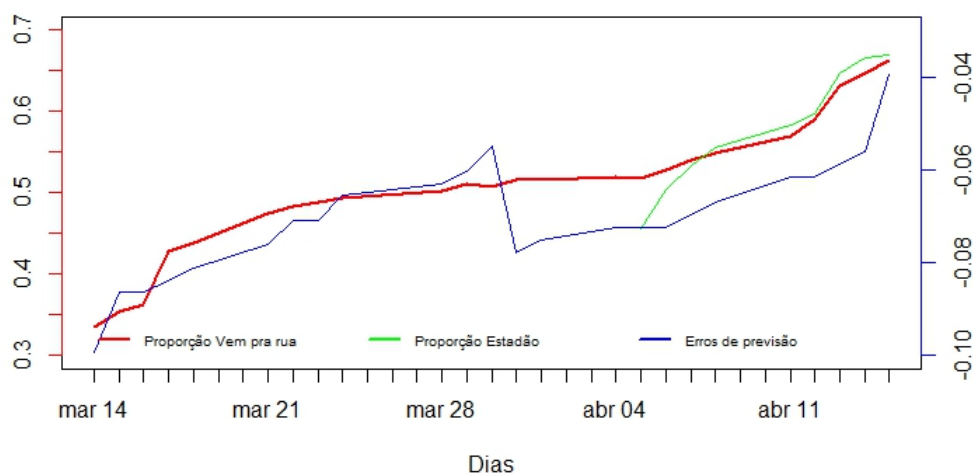
As estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 1 mostram que no período de análise houve uma valorização da moeda de aproximadamente 2.5%, enquanto a proporção de votos favoráveis saltou de 33% no início do período para 66% ao final. Para melhor descrever a relação entre essas variáveis, realizou-se uma regressão simples do log da taxa de câmbio contra a proporção de votos

contra o governo Dilma Roussef em 2015 e 2016. Em seu website disponibilizou dados sobre o posicionamento dos deputados em relação ao impeachment.

<sup>8</sup> Jornal brasileiro de grande circulação e popularmente conhecido como “Estadão”. Por conveniência, o texto irá se referir ao jornal como “Estadão”.

<sup>9</sup> O dia 16/04/2016 refere-se a um sábado, o que justifica o período de análise como sendo entre os dias 14/03/2016 e 15/04/2016.

Figura 3 – Proporção de deputados que se declaravam favoráveis ao impeachment e erros de previsão da taxa de câmbio



Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Central do Brasil, Estadão e Vem pra Rua. Notas: O eixo de cor vermelha refere-se a proporção de votos favoráveis enquanto que o eixo de cor azul refere-se aos erros de previsão.

favoráveis. Encontrou-se um coeficiente de -0.16 com um p-valor inferior a 1% para a proporção de votos favoráveis<sup>10</sup>. Isso indica que um aumento de 1% na proporção leva a uma redução de 0.16% na taxa de câmbio.

A próxima seção mostra como encontrou-se as outras duas *proxies* para a probabilidade de impeachment.

### 3.1 *Proxies* para Probabilidade de Impeachment

Na seção anterior, apresentou-se uma das *proxies* para probabilidade de impeachment, contudo considera-se a proporção de votos favoráveis uma *proxy* “ingênua”, é possível encontrar outras melhores por meio de um modelo de probabilidades condicionais. Cabe ressaltar que, todas as *proxies* para as probabilidades de impeachment foram obtidas considerando dados referentes somente a votação na câmara dos deputados. Para ser utilizada como *proxy* de  $P_t$  no modelo, assume-se, implicitamente, que caso o impeachment passe pela votação do dia 17/04/2016, a probabilidade dele passar pelas votações no senado é de 1. Tal hipótese pode ser relaxada sem prejuízo do modelo.

#### Probabilidade Média de um Deputado Votar a Favor

A probabilidade média de um deputado votar a favor de impeachment será obtida por meio de um modelo probit. Sabendo que os deputados se posicionavam como favoráveis, contrários ou indecisos, o modelo é utilizado para prever a probabilidade dos deputados indecisos votarem favoravelmente ao impeachment. Dessa forma, a variável dependente será posição declarada por cada deputado, excluindo aqueles que se declaravam indecisos.

As variáveis explicativas escolhidas foram a proporção de vezes que cada deputado votou com o governo nas últimas 240 votações ocorridas na câmara antes da votação do processo de impeachment<sup>11</sup>, esses dados foram obtidos por meio de uma plataforma mantida pelo “Estadão” denominada

<sup>10</sup> A regressão apresentou um  $R^2$  igual a 0.4842

<sup>11</sup> Todas essas votações ocorreram dentro do período correspondente ao segundo governo Dilma.

“Basômetro”; uma dummy por região considerando a região nordeste como referência, uma dummy para sexo considerando 1 para homens e 0 para mulheres, e uma dummy para coligação considerando 1 caso o partido do deputado pertença a coligação partidária que elegeu Dilma e 0 caso contrário. Portanto a equação a ser estimada é:

$$P_{it}(y_{it} = 1) = \Phi(X'_{it}\beta_t). \quad (18)$$

Considerando o subscrito  $i$  como sendo referente ao deputado e o subscrito  $t$  como referente ao dia em que o modelo está sendo estimado,  $y_{it}$  é o posicionamento do deputado  $i$  em determinado dia  $t$ ,  $\Phi(\cdot)$  é uma distribuição cumulativa normal,  $X_{it}$  é um vetor das variáveis explicativas mais a constante e  $\beta$  é um vetor dos parâmetros associados a elas,  $X_{it}$  é um vetor de ordem (8 x 1), dado que há sete variáveis independentes mais uma constante,  $X'_{it}$  é a transposta de  $X_{it}$ .

A estimação da equação (18) será feita por máxima verossimilhança dado que o modelo é não linear. O probit é estimado para todos os dias em que está disponível o histórico do posicionamento dos deputados, isso é para o período entre 05/04/2016 a 16/04/2016. Optou-se por apresentar os resultados das estimações para os dias 05/04/2016, 06/04/2016, 14/04/2016 e 15/04/2016, já que 05/04/2016 é quando se inicia as observações, 15/04/2016 é o último dia útil em que ocorrem observações e os dias 06/04/2016 e 14/04/2016 foram colocados à título ilustrativo<sup>12</sup>.

Tabela 2 – Resultados Probit

	<i>Data:</i>			
	05/04 (1)	06/04 (2)	14/04 (3)	15/04 (4)
Coligação	-0.409 (0.250)	-0.477* (0.244)	-0.631*** (0.182)	-0.529*** (0.181)
Sul	0.593** (0.251)	0.638** (0.250)	0.514** (0.216)	0.535** (0.215)
Sudeste	0.476** (0.211)	0.549*** (0.207)	0.558*** (0.174)	0.643*** (0.174)
Centro-Oeste	0.952*** (0.366)	1.151*** (0.380)	0.897*** (0.322)	0.932*** (0.323)
Norte	0.559* (0.311)	0.646** (0.302)	0.605** (0.248)	0.450* (0.235)
Sexo	0.238 (0.265)	0.224 (0.267)	0.492** (0.234)	0.517** (0.232)
Basômetro	-3.020*** (0.516)	-3.031*** (0.515)	-1.777*** (0.329)	-1.998*** (0.346)
Constante	2.260*** (0.416)	2.347*** (0.422)	1.509*** (0.327)	1.542*** (0.329)
Observações	347	369	468	476
Log Verossimilhança	-137.505	-139.867	-206.528	-209.534
AIC	291.010	295.734	429.055	435.069

*Notas:*

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Diferentemente de um modelo linear, no probit os coeficientes estimados não coincidem com os efeitos parciais, dessa forma a estimação permite somente a análise do grau de significância das

<sup>12</sup> Não se reportou os demais dias por questão de espaço.

variáveis do modelo. Percebe-se que, no primeiro dia, todas as variáveis são significativas a pelo menos 10%, exceto “Coligação” e “Sexo”, contudo a partir do segundo dia a primeira torna-se significativa a pelo menos 10% em todo o período analisado e a segunda torna-se significativa também a no mínimo 10% a partir do dia 13/04 mantendo-se assim durante o resto do período.

Cabe agora analisar como as variáveis independentes afetam as probabilidades de um deputado votar favoravelmente ao impeachment. Para isso, é necessário analisar os efeitos parciais para o modelo. Os quais são dados por:

$$\frac{\partial E(y_{it}|X_{it})}{\partial x_{itj}} = \frac{\partial \Phi(X'_{it}\beta_t)}{\partial x_{itj}} = \phi(X'_{it}\beta_t)\beta_{tj}, \quad (19)$$

em que  $\phi$  é a função de densidade normal,  $x_{itj}$  é uma dada variável  $j$ ,  $\beta_{tj}$  é o coeficiente dessa variável e  $X_{it}$  é o vetor de variáveis explicativas mais a constante, apresentado anteriormente.

Optou-se por construir os efeitos parciais, num período de tempo  $t$ , por meio da média dos efeitos marginais de cada deputado  $i$  da amostra, ou seja:

$$n^{-1} \sum_{i=1}^n \phi(X'_{it}\hat{\beta}_t)\hat{\beta}_{tj}. \quad (20)$$

A Tabela 3 apresenta os efeitos parciais para os dias 05/04/2016, 06/04/2016, 14/04/2016 e 15/04/2016.

Tabela 3 – Efeitos Parciais

	Constante	Coligação	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Norte	Sexo	Basômetro
05/04	0.5371	-0.0972	0.1409	0.1131	0.2262	0.1328	0.0565	-0.7177
06/04	0.5342	-0.1086	0.1452	0.1250	0.2620	0.1470	0.0509	-0.6897
14/04	0.3791	-0.1585	0.1292	0.1402	0.2254	0.1519	0.1235	-0.4463
15/04	0.3875	-0.1331	0.1345	0.1617	0.2343	0.1130	0.1299	-0.5023

Percebe-se que a variável “Coligação” possui um efeito negativo sobre a probabilidade do deputado votar a favor do impeachment, ou seja caso ele pertença a um dos partidos que faziam parte da coligação que elegeu Dilma, sua probabilidade de votar a favor é menor quando comparado com um deputado que não fazia parte dessa coligação. Por exemplo, considerando o dia 15/04/2016, um deputado de um partido que fez parte da coligação de Dilma teria 13,31% menos probabilidade de votar favoravelmente quando comparado com um deputado cujo partido não pertencia a coligação. Todas as regiões apresentam efeitos parciais positivos, dessa forma a probabilidade de um deputado que não seja da região nordeste votar favoravelmente é superior a de um deputado nordestino. Por exemplo, a probabilidade, no dia 15/04/2016, de um deputado da região Sul votar favoravelmente é 13,45% maior do que a de um deputado nordestino. A variável “Sexo” apresentou efeito parcial positivo, indicando que deputados do sexo masculino teriam maior probabilidade em média de votarem favoravelmente. Entretanto é importante destacar que essa variável só foi significativa entre os dias 13/04/2016 e 16/04/2016, não sendo possível evidenciar conclusivamente esse aspecto. A variável “Basômetro” apresenta efeito parcial negativo, assim quanto maior a proporção de vezes que um deputado vota com o governo, menor a probabilidade dele votar favoravelmente. Por exemplo, um deputado que tenha votado sempre com o governo teria uma probabilidade, em 15/04/2016, 50,23% menor de votar a favor do impeachment quando comparado com um deputado que tenha votado sempre contra o governo.

A partir do modelo estimado é possível prever a probabilidade de um deputado votar a favor do impeachment e, por meio dessa previsão, encontra-se a probabilidade média de um deputado votar favoravelmente. A previsão das probabilidades é dada por:

$$E[P_{it}(y_{it} = 1|X_{it})] = \Phi(X_{it}'\hat{\beta}_t) = \hat{P}_{it}(y_{it} = 1|X_{it}) \quad (21)$$

Dessa forma, encontra-se a probabilidade ( $\hat{P}_{it}$ ) de um dado deputado  $i$  votar a favor do impeachment. A probabilidade de média de um deputado votar favoravelmente é obtida por meio de:

$$\bar{P}_t = n^{-1} \sum_{i=1}^n \hat{P}_{it}, \quad (22)$$

em que,  $n$  é o número total de deputados, no caso há 513 deputados, e  $\bar{P}_t$  é a probabilidade média de um deputado votar a favor no período  $t$ , uma *proxy* para a probabilidade de impeachment ( $P_t$ ).

Como destacado anteriormente, os dados do “Estadão” cobrem um período menor que os do “Vem pra Rua”, e este não informa quem eram os deputados favoráveis, contrários ou indecisos. Assim, para o período entre 14/03/2016 e 04/04/2016, em que somente os dados do “Vem pra Rua” estão disponíveis, não foi possível utilizar um modelo probit. Para calcular a probabilidade média de um deputado votar favoravelmente nesse período, assume-se que a probabilidade prevista dos deputados que se declaram a favor do impeachment é 1, enquanto a dos contrários é 0<sup>13</sup>. A probabilidade prevista para os deputados indecisos para o período em que os dados do “Estadão” estão disponíveis é dada por (21), enquanto que para o período em que somente os dados do “Vem pra Rua” estão disponíveis assume-se que a probabilidade média de um deputado indeciso votar favoravelmente se mantém constante e igual ao mesmo nível verificado no dia 09/04/2016<sup>14</sup>. Optou-se por utilizar o valor da probabilidade média de um deputado indeciso votar favoravelmente no dia 09/04/2016 como referência, pois esse valor equivale ao valor mediano da probabilidade média de um deputado indeciso votar favoravelmente. Dessa forma, a probabilidade média de um deputado votar a favor, calculada para o período entre 14/03/2016 e 04/04/2016, será dada por:

$$\bar{P}_t = \frac{n_t^F + 0.5832n_t^I}{513}, \quad (23)$$

em que  $n_t^F$  é o número de deputados favoráveis,  $n_t^I$  é a quantidade de indecisos e 0,5832 é a probabilidade média de um deputado indeciso votar favoravelmente. A Figura 4 mostra as probabilidades médias de um deputado votar favoravelmente para o período de análise.

## Probabilidade de Impeachment Binomial

Após encontrar a probabilidade média de um deputado votar favoravelmente é possível, encontrar uma terceira *proxy* para a probabilidade de impeachment por meio de uma função cumulativa binomial.

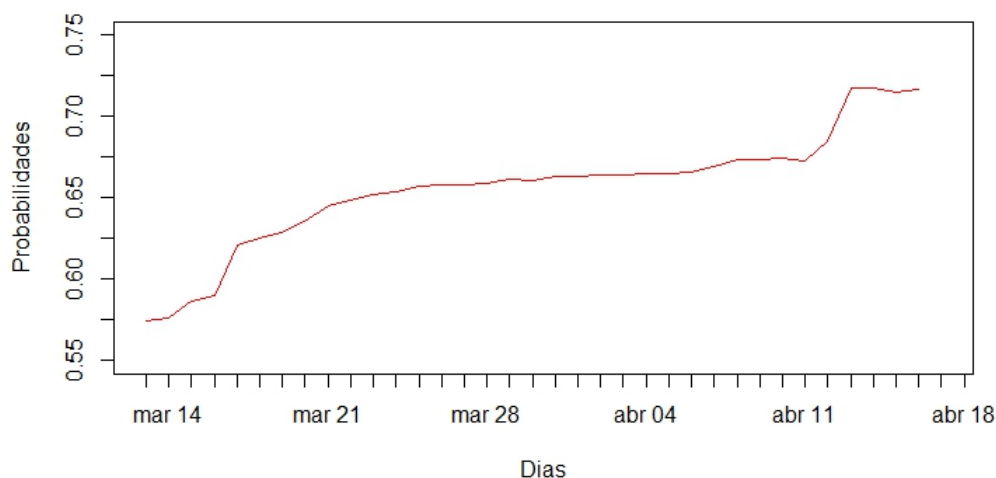
$$\hat{P}_t = \sum_{k=342}^{513} \binom{513}{k} \bar{P}_t^k (1 - \bar{P}_t)^{513-k}. \quad (24)$$

Considerando que há 513 deputados e que são necessários no mínimo 342 votos a favor, a equação (24) representa a probabilidade de 342 ou mais deputados votarem favoravelmente no período  $t$ , ou seja a probabilidade de impeachment em  $t$ . Dessa forma,  $\hat{P}_t$  é uma *proxy* da probabilidade

<sup>13</sup> A primeira vista essa hipótese pode parecer forte, contudo o histórico de declarações dos deputados disponibilizado pelo “Estadão” mostra que dos 513 parlamentares apenas 13 alteraram seu posicionamento após se declararem favoráveis ou contrários.

<sup>14</sup> Nesse dia, assume-se, com base nas estimativas do probit, que a probabilidade média de um deputado indeciso votar favoravelmente era de 58,32%.

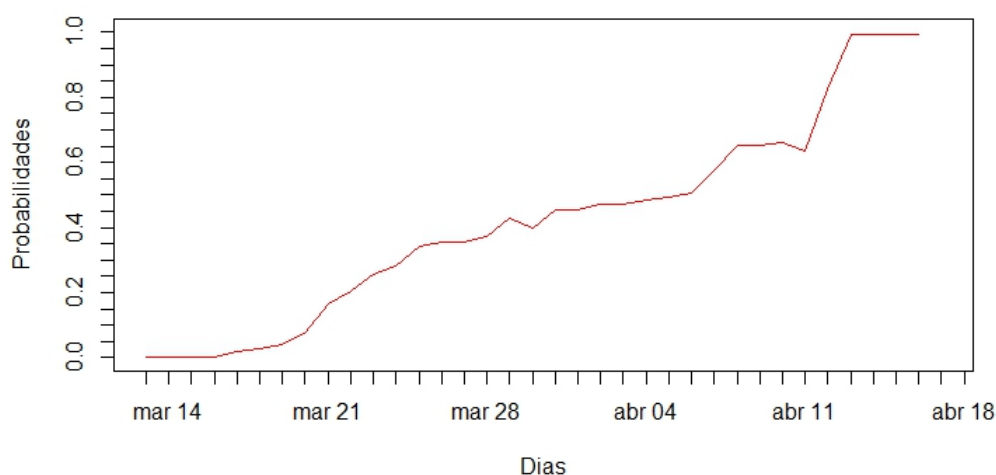
Figura 4 – Probabilidade média de um deputado votar favoravelmente



Fonte: Elaboração própria. Notas: As probabilidades médias de um deputado votar favoravelmente são calculadas utilizando a equação (23) para o período entre 14/03/2016 a 04/04/2016, enquanto a equação (22) é utilizada a partir do dia 05/04/2016.

de impeachment ( $P_t$ ). Como essa probabilidade é calculada por meio de uma função cumulativa binomial, considera-se que o voto de um deputado não afeta o dos demais, assume-se que os votos são independentes. Os valores dessa variável podem ser observados na Figura 5.

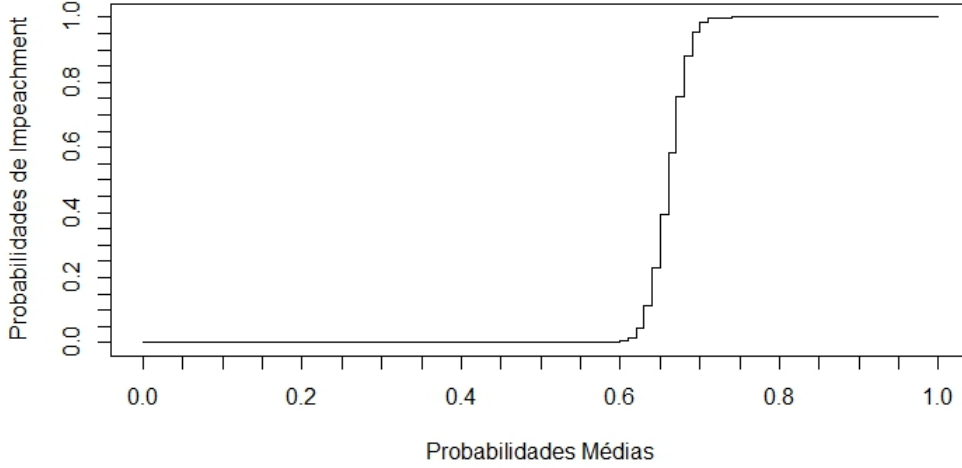
Figura 5 – Probabilidade de Impeachment (binomial)



Fonte: Elaboração própria.

É possível observar alguns saltos da probabilidade de impeachment, principalmente entre os dias 11/04/2016 e 13/04/2016. Isso pode ser explicado pelo fato de que ao se assumir independência, as probabilidades de impeachment são calculadas utilizando-se uma binomial, como feito na equação (24), contudo essa distribuição em determinado ponto torna-se muito sensível a variação da probabilidade média de um deputado votar favoravelmente ( $\bar{\mu}_t$ ). Isso pode ser observado na Figura

Figura 6 – Distribuição Binomial Acumulada



Fonte: Elaboração própria. Notas: O gráfico mostra como se comporta a probabilidade de impeachment calculada por meio da equação (24), quando se varia a probabilidade média de um deputado votar favoravelmente ( $\bar{P}_t$ ) entre zero e um.

É possível observar que quando a probabilidade média de um deputado votar favoravelmente é pouco superior a 60%, pequenas variações dessa variável geram grandes saltos na probabilidade de impeachment, até que ela se estabiliza próximo de 100%. De fato, a probabilidade de impeachment é maximizada quando  $\frac{\partial Z_t}{\partial \mu_t} = 0$ , o que ocorre quando  $\mu_t = \frac{k}{n} = 66,66\%$ . Portanto, quando a probabilidade média de um deputado votar a favor encontra-se entre 60% e aproximadamente 66,66%, ocorrem saltos na probabilidade de impeachment. Esse comportamento leva a crer que a probabilidade de impeachment calculada sob hipótese de independência dos votos não é uma boa *proxy*. A probabilidade média de um deputado votar favoravelmente parece ser uma *proxy* que melhor reflete as variações dinâmicas nas expectativas.

## 4 Erros de Previsão

Quando colocado em um mesmo gráfico, a proporção de declarações de votos favoráveis e os erros de previsão da taxa de câmbio, nota-se uma aparente correlação entre as variáveis, como se observa na Figura 3. Verifica-se também que há uma quebra no padrão dos erros de previsão após último dia de março. Isso ocorre pois os erros de previsão foram construídos levando-se em conta a expectativa para a taxa de câmbio do último dia útil do mês.

Dessa forma, para verificar a validade do modelo teórico realiza-se uma regressão a partir dos dados descritos e da equação para os erros de previsão (17) obtida no modelo acrescentando apenas uma variável dummy para controlar a quebra de padrão mencionada anteriormente. Essa dummy assume valor 0 entre 14/03/2016 e 30/03/2016 e 1 para os demais dias. Foram realizadas regressões com as três variáveis *proxies* para probabilidade de impeachment encontradas. Aplica-se uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários na equação (17) acrescentada da dummy descrita anteriormente:

$$s_{t+1} - E_t s_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 P_{it+1} + \beta_2 P_{it} + \beta_3 D_t + u_t, \quad (25)$$

onde  $\beta_0 \equiv \delta_0 + \lambda\theta_0$ ,  $\beta_1 \equiv \lambda\alpha$ ,  $\beta_2 \equiv -(\beta_1 + \alpha)$ ,  $u_t \equiv \Delta g_{t+1}$  e  $D_t$  é a variável dummy.



Tabela 4 – Resultados da estimação da equação (25) por MQO

	<i>Variável Dependente:</i>		
	Erro de Previsão		
	(1)	(2)	(3)
Proporção de Favoráveis	0.063 (0.056)		
Proporção de Favoráveis Defasada	0.128** (0.056)		
Prob. Média		0.070 (0.098)	
Prob. Média Defasada		0.324*** (0.095)	
Prob. Impeachment			0.020 (0.016)
Prob. Impeachment Defasada			0.031* (0.016)
Dummy Mês	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.003)	-0.018*** (0.004)
Constante	-0.158*** (0.007)	-0.321*** (0.021)	-0.083*** (0.002)
Observações	24	24	24
R <sup>2</sup>	0.908	0.899	0.787
R <sup>2</sup> Ajustado	0.894	0.884	0.755
Desvio Padrão dos Resíduos (df = 20)	0.004	0.004	0.006
Estatística-F (df = 3; 20)	65.762***	59.591***	24.669***

*Nota:*

\*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

É possível perceber por meio dos resultados apresentados na Tabela 4 que as *proxies* para a probabilidade de impeachment são capazes de explicar os erros de previsão da taxa de câmbio. Nota-se que apenas as *proxies* defasadas em um período foram significativas, isso indica que no começo do dia os agentes só tem informações sobre o posicionamento dos deputados para o dia anterior. As informações sobre o posicionamento dos deputados para o dia corrente só são obtidas ao final do dia, dessa forma essa informação é utilizada apenas no próximo período. A regressão utilizando a proporção de votos favoráveis como *proxy* apresentou o maior R<sup>2</sup>, a capacidade explicativa da regressão que utilizou a probabilidade média de um deputado votar favoravelmente ficou próxima a que se utilizou da proporção de votos, contudo foi um pouco inferior. A regressão que utiliza a probabilidade de impeachment calculada por meio de uma binomial foi a que apresentou menor capacidade explicativa, possuindo um R<sup>2</sup> inferior ao das outras duas. A probabilidade de impeachment defasada foi significativa a 10% enquanto nas outras regressões a proporção de favoráveis defasada e a probabilidade média defasada de um deputado votar a favor foram significativas a 5% e 1%, respectivamente. Esse resultado já era esperado dado que, como apontado na seção anterior, a probabilidade de impeachment calculada por meio de uma binomial é muito sensível a mudanças da probabilidade média e apresenta grandes saltos em seus valores. Observa-se também que os coeficientes de todas as *proxies* defasadas são positivos, assim um aumento da probabilidade de impeachment tende a gerar maiores erros de previsão.

Testou-se também os resíduos ( $u_t$ ) da estimação de (25), verificando que apresentavam média

zero e eram normalmente distribuídos, uma vez que por meio do teste Jarque-Bera observou-se que a hipótese nula de normalidade não podia ser rejeitada como é apresentado na Tabela 5. Além disso, analisou-se a existência de autocorrelação dos resíduos. Verificou-se que os valores da função de autocorrelação (FAC) e da função de autocorrelação parcial (FACP) não eram significativos segundo a estatística Ljung-Box, indicando a não existência de autocorrelação dos resíduos. O que mostra que o modelo estimado está bem especificado.

Tabela 5 – Análise dos resíduos da estimação da equação (25)

Média	0
Mediana	0.0004
Máximo	0.0101
Mínimo	-0.0061
Desvio Padrão	0.004
Assimetria	0.6837
Kurtose	3.2146
Jarque-Bera	1.9158
p-valor	0.3837

## Considerações Finais

Os resultados obtidos, independentemente da *proxy* utilizada, confirmam a hipótese de existência de “Problema do Peso” no mercado cambial brasileiro durante o período anterior a votação da câmara entre 14/03/2016 e 15/05/2016. A probabilidade do impeachment ocorrer parece ter grande capacidade explicativa sobre os erros de previsão ocorridos no período de análise. Dessa forma, o modelo apresentado na seção 3 é adequado para descrever o comportamento dos erros de previsão no mercado cambial brasileiro no período que antecedeu o impeachment presidencial. Além disso, o presente trabalho apresentou como subproduto uma análise de como características individuais dos deputados e filiação partidária, afetavam a probabilidade de um deputado ser favorável ao impeachment de Dilma Rousseff.

Trabalhos futuros podem analisar como os erros de previsão se comportam quando se utiliza uma atualização Bayesiana das probabilidades de impeachment, semelhante a metodologia utilizada por (LEWIS, 1988) e (LEWIS, 1989). Podem também abordar os efeitos do “Problema do Peso” nas cotações do mercado de câmbio futuro, ou em estudos de eventos, como por exemplo o impacto sobre os fluxos de ordem de notícias relacionadas à esse processo.

## Referências

- BEKAERT, G.; HODRICK, R. J.; MARSHALL, D. A. Peso problem explanations for term structure anomalies. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 48, n. 2, p. 241–270, 2001.
- EVANS, M. *Peso Problems: Their Theoretical and Empirical Implications chap. 21, Handbook of statistics vol. 14*. [S.l.]: Elsevier science, 1996.
- FERREIRA, A. L.; MOORE, M.; MUKHERJEE, S. Expectation errors in the foreign exchange market. 2016.
- FRENKEL, J. A. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, JSTOR, p. 200–224, 1976.

- HALLWOOD, C. P.; MACDONALD, R.; MARSH, I. W. Realignment expectations and the us dollar, 1890–1897: Was there a ‘peso problem’? *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 46, n. 3, p. 605–620, 2000.
- INCE, O.; MOLODTSOVA, T. Rationality and forecasting accuracy of exchange rate expectations: Evidence from survey-based forecasts. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Elsevier, v. 47, p. 131–151, 2017.
- JARDET, C. Term structure anomalies: Term premium or peso-problem? *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 27, n. 4, p. 592–608, 2008.
- KAMINSKY, G. Is there a peso pproblem? evidence from the dollar/pound exchange rate, 1976-1987. *The American Economic Review*, JSTOR, p. 450–472, 1993.
- KRASKER, W. S. The ‘peso problem’ in testing the efficiency of forward exchange markets. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 6, n. 2, p. 269–276, 1980.
- LEWIS, K. K. The persistence of the ‘peso problem’ when policy is noisy. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 7, n. 1, p. 5–21, 1988.
- LEWIS, K. K. Changing beliefs and systematic rational forecast errors with evidence from foreign exchange. *The American Economic Review*, JSTOR, p. 621–636, 1989.
- LEWIS, K. K. Was there a “peso problem” in the u.s. term structure of interest rates: 1979-1982? *International Economic Review*, JSTOR, p. 159–173, 1991.
- LEWIS, K. K. Peso problem. *The New Palgrave*,, 2008.
- LOTHIAN, J. R.; POWNALL, R. A.; KOEDIJK, K. G. I discovered the peso problem: Irving fisher and the uip puzzle. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 38, p. 5–17, 2013.
- MARK, N. C. *International Macroeconomics and Finance: Theory and Empirical Methods*. [S.l.]: Blackwell, 2001.
- MUTH, J. F. Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 315–335, 1961.
- ROGOFF, K. Rational expectations in the foreign exchange market revisited. *Unpublished paper, MIT (February)*, 1977.
- ROGOFF, K. S. *Essays on expectations and exchange rate volatility*. Tese (Doutorado) — Massachusetts Institute of Technology, 1980.
- SACHSIDA, A.; JR, R. E.; TEIXEIRA, J. R. Uncovered interest parity and the peso problem: the brazilian case. *Applied Economics Letters*, Taylor & Francis, v. 8, n. 3, p. 179–181, 2001.