

Textos para Discussão

Os condicionantes do endividamento público importam
para prever recessões?

Helano Borges Dias

Luis Felipe Vital Nunes Pereira

TD Nº28
2017



MINISTRO DA FAZENDA

Henrique de Campos Meirelles

SECRETÁRIO-EXECUTIVO

Eduardo Refinetti Guardia

SECRETÁRIO DO TESOIRO NACIONAL

Ana Paula Vitali Janes Vescovi

SECRETÁRIO-ADJUNTO DO TESOIRO NACIONAL

Otavio Ladeira de Medeiros

SUBSECRETÁRIOS DO TESOIRO NACIONAL

Adriano Pereira de Paula

Gildenora Batista Dantas Milhomem

José Franco Medeiros de Moraes

Líscio Fábio de Brasil Camargo

Pedro Jucá Maciel

Pricilla Maria Santana

CONSELHO EDITORIAL

Lena Oliveira de Carvalho - Coordenador

Bruno Ramos Mangualde

Felipe Palmeira Bardella

Líscio Fábio de Brasil Camargo

Paulo Ernesto Monteiro Gomes

Rafael Brigolini

Viviane Aparecida da Silva Varga

SUPLENTE

Carlos Reis

Carlos Renato de Melo Castro

Diego Rodrigues Boente

Henrique Alves Santos

Jose Pedro Bastos Neves

Mauricio Dias Leister

Vinicius Mendonça Neiva

A Série de Textos para Discussão do Tesouro Nacional destina-se à publicação de artigos técnicocientíficos, com permissão de acesso aberto e gratuito por meio do sítio da Secretaria na internet, admitindo-se também a divulgação impressa destinada a centros de pesquisas, bibliotecas e universidades do país. **As opiniões expressas nesses trabalhos são exclusivamente dos autores e não refletem, necessariamente, a visão da Secretaria do Tesouro Nacional ou do Ministério da Fazenda.**

Ficha Catalográfica

Sumário

1. Introdução	5
2. Revisão da Literatura	7
3. As Recessões e os Condicionantes do Endividamento Público	8
4. Os Modelos.....	10
4.1. Estimativas com Efeitos Não Observados.....	10
4.2. Mínimos Quadrados Ordinários Empilhados	10
4.3. Efeitos Aleatórios.....	11
4.4. Efeitos Fixos	11
4.5. A Escolha do Modelo.....	12
4.6. Os Modelos Estruturais.....	12
5. Metodologia Econométrica	14
5.1. Modelo de Probabilidade Linear	14
5.2. Os Modelos de Resposta Binária	15
5.3. A Estimação por Máxima Verossimilhança.....	16
5.4. O Modelo Probit	18
5.5. O Modelo Logit	19
5.6. A Escolha do Modelo Binário	19
5.7. A Estacionariedade do Painel	20
6. Dados.....	21
6.1. A Medida de Recessão	21
6.2. A Medida de Inclinação.....	21
6.3. Os preços	22
6.4. O Produto Interno Bruto	22
6.5. A Dívida Pública Bruta	22
6.6. Testando a Estacionariedade do Painel.....	22
7. Resultados	23
7.1. Estimativas.....	23
7.2. Percentual Corretamente Previsto.....	26
8. Considerações Finais	28
9. Referências Bibliográficas	28
10. Apêndice.....	31

Os condicionantes do endividamento público importam para prever recessões?

Helano Borges Dias
Luis Felipe Vital Nunes Pereira

Resumo: Neste trabalho avaliamos se aspectos relacionados ao endividamento público são úteis para prever recessões, considerando a abordagem de dados em painel não balanceado para 20 países entre 1995 e 2014. Os resultados mostraram a importância de alguns condicionantes do endividamento público para previsão de recessões e a relevância do tratamento para heterogeneidade não observada. O modelo selecionado apresentou critérios estatísticos robustos e conseguiu prever corretamente 75,4% das recessões, dado o *cut-off* da amostra. Os resultados também sugeriram que, em termos de gestão econômica, a combinação de estabilidade monetária e crescimento do produto pode mitigar as probabilidades de recessão, a despeito do nível da dívida pública. Adicionalmente, o modelo pode ser utilizado para previsão de recessões em países com séries de tempo mais curtas.

Palavras-Chave: recessão, painel probit e logit, efeito fixo e aleatório, heterogeneidade não observada, endividamento público.

Abstract: In this paper we evaluate whether aspects related to public debt are useful to predict recessions, considering unbalanced panel data approach for 20 countries between 1995 and 2014. The results showed the importance of some determinants of public debt for recession forecasting and the treatment relevant for unobserved heterogeneity. The selected model presented robust statistical criteria and was able to predict 75.4% of recessions, given the *cut-off* of the sample. The results also suggested that, in terms of economic management, the combination of monetary stability and output growth can mitigate the likelihood of a recession, despite the level of public debt. In addition, the model can be used to predict recessions in countries with shorter time series.

Keywords: recession, probit and logit panel, fixed and random effects, unobserved heterogeneity, public indebtedness.

1. Introdução

A literatura sobre recessões econômicas geralmente busca avaliar quais variáveis contêm informações relevantes para fazer previsões sobre o estado futuro da economia. Desde o trabalho seminal de Stock e Watson (1989) até pesquisas mais recentes o tema foi abordado por metodologias diferentes que ajudaram na consolidação de alguns fatos estilizados, a exemplo da importância das informações contidas na estrutura a termo das taxas de juros para avaliação de recessões econômicas.

Contudo, apesar da expressiva evolução dessa literatura, a agenda de pesquisa permite a exploração adicional de pelo menos duas maneiras: por meio da avaliação do conjunto de variáveis utilizadas na previsão da recessão e através das técnicas adotadas no processo de estimação. Neste sentido, discutimos esses dois assuntos e avaliamos a relevância de aspectos relacionados à estrutura de endividamento público e da incorporação do tratamento para variáveis não observadas para prever recessões.

O primeiro aspecto mencionado foi abordado por meio da análise de fatores que compõem o endividamento público e têm interação intensa com o nível de atividade econômica, bem como permeiam a discussão de vários fenômenos econômicos. Após a crise econômica e financeira de 2008/09, por exemplo, Cecchetti et al. (2011) argumentaram a respeito da existência de correlação negativa entre a dívida pública e o crescimento econômico nas economias avançadas e emergentes. Entretanto essa visão não alcançou consenso. Em um trabalho que envolveu grande controvérsia, Herndon et al. (2013) refutaram o argumento da existência de um limiar de comprometimento entre a relação dívida pública e crescimento do produto.

O recente aumento dos níveis de dívida pública, principalmente em importantes economias avançadas, trouxe preocupação com relação à sustentabilidade do crescimento econômico, pois a ausência de políticas econômicas consistentes ao longo do tempo pode desencadear consequências negativas sobre a atividade econômica e bem-estar social. Um exemplo disso é a possibilidade crescente de que os governos venham a usar a inflação como mecanismo para alcançar a solvência fiscal, como argumentou Cochrane (2011) no pós-crise. Portanto, escolher de maneira adequada as ferramentas para administrar a dívida pública está entre os principais desafios enfrentados pelos gestores, sobretudo diante das implicações que essas escolhas podem ter sobre o crescimento econômico.

O exemplo anterior reforça a percepção de que aspectos relacionados ao endividamento público e o nível de atividade estão bastante conectados, de forma que a análise dessa interação deve contribuir para a formatação da política econômica, dados os diversos canais de transmissão envolvidos nessas relações. Em adição, a utilização das informações contidas nesses indicadores pode ser útil para a previsão de eventos extremos de natureza econômica, tais como as recessões.

O segundo aspecto abordado nessa pesquisa decorreu da possibilidade de incrementar a avaliação das recessões utilizando técnicas econométricas que prevenissem quanto à possibilidade do problema de variáveis omitidas, tanto pela inclusão de novos fatores de controle, quanto pelo tratamento de efeitos não observados. Os principais trabalhos dessa literatura ou abordaram o tema de maneira individualizada por país ou não exploraram explicitamente as implicações da presença de efeitos não observados. Essas constatações denotam a importância da utilização de uma metodologia que trate essa questão, sobretudo tendo em vista que aspectos institucionais e estruturais relacionados a cada país, tais como ambiente de negócios e incerteza jurídica, podem ter papel relevante na dinâmica das variáveis macroeconômicas e prejudicar a acurácia das estimativas realizadas.

Nesse contexto, buscaremos avaliar se o conteúdo informacional de alguns componentes da estrutura de endividamento público (caracterizados pelo estoque da dívida, pela inclinação das curvas de juros, crescimento do produto e variação percentual dos preços) e o tratamento para efeitos não observados podem ajudar a prever recessões de países da base de dados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e do Banco Mundial por meio de modelos de escolha binária. Ademais, o trabalho amplia a validade da metodologia de dados em painel para essa literatura ao avaliar a estacionariedade das séries por meios de teste para painel não balanceado e ao incorporar um maior número de controles na avaliação de países com séries de tempo mais curtas.

Os resultados mostraram que os modelos, estimados em três metodologias (modelo de probabilidade linear, logit e probit), possuem elevada capacidade de prever recessões e resultados estatísticos robustos para as variáveis estudadas relacionadas com o endividamento público, com exceção do estoque da dívida. Nesse contexto, os resultados sugerem que, em termos de gestão econômica, a associação de estabilidade monetária e do crescimento do produto ajuda a mitigar a probabilidade de recessão, a despeito do nível do endividamento público. Após essa breve introdução, o trabalho foi organizado da seguinte forma: na próxima seção fizemos a revisão da literatura. Na seção 3 abordamos a relação da recessão com o endividamento público. Já na seção 4 apresentamos os modelos e, na seção 5, a metodologia econométrica. Na seção 6 discutimos os dados e na seção 7 mostramos os resultados. Finalmente, a seção 8 contém as principais conclusões.

2. Revisão da Literatura

O trabalho de Stock e Watson (1989), que avaliou uma série de variáveis (produção industrial, taxa de câmbio, taxa de juros, spread de taxas de juros, etc.) para o desenvolvimento de índices de análise do nível de atividade econômica, é tratado como um marco da literatura de indicadores antecedentes. Estrella e Mishkin (1998), por sua vez, ressaltaram o papel da estrutura a termo das taxas de juros para o objetivo de prever recessões. Vários outros estudos investigaram o papel de variáveis financeiras em prever recessões ao longo do tempo e a literatura consolidou o entendimento de que a inclinação da curva de juros, definida como spread entre as taxas de longo e curto prazo, como relevante para essa finalidade. Com efeito, os trabalhos de Estrella e Trubin (2006) e Ozturk e Pereira (2013), por exemplo, ratificam esse entendimento ao chegarem a conclusões qualitativas semelhantes, apesar de utilizarem metodologias distintas.

Ahrens (2002) analisou o conteúdo informacional da estrutura a termo para prever recessões em oito países da OCDE e encontrou que a inclinação da curva de juros era um bom predictor de recessões em todas as economias analisadas. Karunaratne (2002) também estudou a relação da curva de juros com recessões e confirmou a sua supremacia em prever a atividade econômica, mesmo diante da utilização de outras variáveis financeiras. A análise também mostrou que os melhores resultados foram alcançados quando horizonte de quatro trimestres foi usado para prever recessões na Austrália.

Segundo Ozturk e Pereira (2013) três razões podem justificar por que a inclinação da curva de juros poderia conter informações que explicam a ocorrência de recessões no futuro: i) hipótese das expectativas da estrutura a termo das taxas de juros, que estabelece que as taxas de longo prazo refletem a trajetória esperada para as taxas de curto prazo futuras e que não há arbitragem na curva de juros; ii) a disparidade dos efeitos da política monetária na curva de juros sobre as taxas de curto e longo prazo; e iii) a maximização intertemporal das escolhas de consumo, fundamentada na hipótese de que os consumidores preferem um nível estável em detrimento das flutuações na renda.

No que tange ao caráter híbrido na determinação da inclinação da curva de juros, Blanchard (1984) explica que as taxas de juros reais de curto prazo tendem a refletir principalmente as condições cíclicas e de gestão da liquidez por meio da política monetária, enquanto as taxas de juros reais de médio e longo prazo estão mais suscetíveis à capacidade de financiamento do governo, com maior sensibilidade aos déficits fiscais e à gestão da dívida pública. Adicionalmente, elevados níveis de déficits fiscais e da dívida, especialmente se combinados com incertezas relativas ao ritmo da atividade econômica, podem fragilizar a percepção de solvência do passivo e elevar os prêmios de risco de crédito e dos rendimentos de títulos do governo.

Outras interações macroeconômicas também podem ser relevantes para entender o comportamento das recessões, a exemplo de alguns indicadores de endividamento público e nível de atividade econômica.

Um canal importante de transmissão da dívida pública pode ser observado por meio da redução poupança nacional com conseqüente elevação da demanda agregada. Segundo Elmendorf e Mankiw (1998), esse movimento tenderia a gerar uma expansão da oferta de dívida pública e a pressionar para cima as taxas de juros reais, tornando a curva de juros positivamente inclinada, dada a expectativa de maiores déficits fiscais. De maneira equivalente, em momentos de redução da dívida pública, observar-se-ia retração da demanda agregada (com possibilidade de recessão) e queda na inclinação da curva de juros.

Em anos mais recentes, especialmente após a crise econômica e financeira de 2008/09, várias pesquisas empíricas mostraram que há correlação negativa entre a dívida pública e o crescimento econômico nas economias avançadas e emergentes, a exemplo da argumentação de Cecchetti et al. (2011) de que níveis elevados de dívida podem ser prejudiciais, considerando a avaliação de 18 países da OCDE ao longo do período 1980-2010.

Nessa mesma linha, Reinhart e Rogoff (2010) propuseram alguns fatos estilizados sobre a relação entre a dívida pública e o crescimento do PIB. O principal resultado encontrado pelos autores foi de que as taxas de crescimento do PIB foram expressivamente mais baixas para países com dívida pública acima de 90% do PIB, quando comparado com países com níveis inferiores desse indicador. Os autores utilizaram métodos não-paramétricos para encontrar os resultados.

Entretanto a visão anterior não alcançou consenso, em um trabalho que envolveu grande controvérsia, Herndon et al. (2013) refutaram o argumento da existência de um limiar de comprometimento entre a relação dívida pública e crescimento do produto. Os autores encontraram erros no trabalho de Reinhart e Rogoff (2010) que resultaram em inferências imprecisas sobre a relação existente entre a dívida pública e o crescimento de 20 economias avançadas no período pós-guerra. A principal constatação foi de que, quando devidamente calculada, a taxa média de crescimento real do PIB não foi drasticamente diferente para os países com a dívida pública acima de 90% do PIB, quando comparado com os países que apresentam níveis inferiores desse indicador de dívida.

Também avaliando a relação entre dívida pública e nível de atividade, Reinhart e Sbrancia (2011) argumentaram que sob um ambiente de fraco crescimento e de taxas de juros baixas, semelhante ao observado após a crise de 2008/09, a consolidação fiscal poderia desencadear um ciclo vicioso, prejudicando a recuperação do crescimento econômico e também dos indicadores fiscais. Em contraste, estimular o crescimento poderia melhorar tanto a dinâmica da dívida e equilíbrio fiscal, trazendo mais receita para o governo. Nesse contexto, a inflação mais elevada seria uma ferramenta para reduzir a dívida.

Com respeito ao papel que o nível de preços pode exercer na previsão de recessão, a teoria econômica não apresenta consenso quanto aos efeitos da inflação sobre o crescimento. Porém a literatura empírica sobre essa relação expõe alguns fatos estilizados: a) Barro (2001) verificou que a inflação pode reduzir o crescimento ao diminuir o investimento e a produtividade; b) a relação entre a inflação e o crescimento pode não ser linear, constatação evidenciada por López-Villavicencio e Mignon (2011) entre outros estudos; c) Judson e Orphanides (1999) argumentaram que a volatilidade da inflação afetava negativamente as decisões de produção e, conseqüentemente, o crescimento.

Essa breve discussão mostrou que existem evidências na literatura de correlação entre nível de atividade e importantes condicionantes do endividamento público, embora os resultados empíricos não sejam consensuais. Evidentemente, devemos observar que correlação não implica em causalidade, de forma que a ligação entre a dívida pública e crescimento econômico, por exemplo, pode decorrer de um nível baixo de crescimento econômico que gera altos níveis de dívida. Alternativamente, essa correlação pode advir de um outro elemento que tenha efeito conjunto sobre as variáveis. Portanto, devemos ser cautelosos para estabelecer um nexo de causalidade entre as variáveis estudadas.

Outro aspecto que também foi possível constatar na investigação diz respeito ao número reduzido de estudos que abordaram o tema por meio da utilização de dados em painel. Além disso, não encontramos tratamento para a questão da variável não observada na abordagem longitudinal, o que sujeita as estimativas encontradas anteriormente ao problema da endogeneidade. Por fim, e não menos importante, também percebemos que há possibilidade de avaliar o fenômeno da recessão com um número maior de controles, a exemplo do acréscimo de indicadores de endividamento público para avaliação.

3. As Recessões e os Condicionantes do Endividamento Público

O papel que os condicionantes do endividamento público podem ter sobre as recessões depende de fatores tanto conjunturais quanto estruturais, bem como do arcabouço teórico utilizado para o diagnóstico econômico. Visões mais tradicionais do pensamento econômico tendem a associar elevados níveis de dívida

pública à instabilidade econômica, especialmente no caso de os investidores perderem a confiança na solvência da dívida. Diante dessa interpretação, a redução dos gastos governamentais surge como uma das terapias para o tratamento do problema. Entretanto, outras avaliações muitas vezes não consideram a elevação da dívida pública como causa de instabilidade, especialmente diante do diagnóstico de recessão, uma vez que, nesse caso, a dívida e os gastos do governo poderiam ajudar a evitar uma redução abrupta da demanda e, conseqüentemente, do crescimento econômico.

Diante de avaliações por vezes controversas precisamos entender o papel do endividamento como instrumento de distribuição intertemporal das políticas públicas ao possibilitar a dissociação temporal entre provisão dos bens públicos e arrecadação dos recursos. Conforme Costa (2009), do ponto de vista teórico, a dinâmica do endividamento público em um ambiente determinístico pode ser avaliada pela seguinte equação: 1

onde D_t é o estoque da dívida, r_t a taxa real de juros, G_t os gastos e R_t as receitas governamentais. Adicionalmente, podemos utilizar a regra de Fisher¹ e reescrever a equação da dinâmica da dívida como proporção do PIB (Produto Interno Bruto)² da seguinte maneira:

De acordo com Escolano (2010) essa formulação da dinâmica da dívida foi baseada no pressuposto de que as mudanças nos passivos decorrem do resultado nominal (ou seja, resultados primários mais despesas com juros). Em particular, essa formulação não considera a utilização das receitas das privatizações, de operações fora do orçamento, de ganhos e perdas nas operações financeiras ou variações decorrentes dos movimentos da taxa de câmbio. Além disso, também não contempla o financiamento do déficit pelo banco central, tais como compras de dívida pública³. Além disso, trata-se de uma avaliação simplificada, já que a composição da dívida pública é importante para algumas análises.

Vale destacar que a trajetória da dívida pode também ser afetada por outros importantes mecanismos não ordinários que, entretanto, podem possibilitar a delineação de uma trajetória sustentável do endividamento público, assim como a ajuda financeira⁴ e o *default* propriamente dito (ou seja, não pagamento explícito de parte ou da totalidade do passivo). Contudo, embora o *default* abra uma janela para resgatar sustentabilidade da dívida pública, essa ação tende a gerar custos elevados em termos de organização econômica.

Segundo Costa (2011) a interpretação da dinâmica da dívida como uma equação de apreçamento (descontando-se os superávits primários futuros pela taxa de desconto relevante com o intuito de determinar o valor presente da dívida) abre a possibilidade alternativa de *default* uma vez que a variação

¹ Dada pela seguinte equação: $1 + r_t = \frac{1 + i_t}{1 + \pi_t}$, em que r_t denota a taxa de juros nominal e π_t a taxa de inflação.

² A situação fiscal de um país pode ser melhor compreendida como proporção do PIB, pois a dívida nominal contém pouca informação sem a consideração da dimensão da economia. Com efeito, os recursos disponíveis para o pagamento da dívida em uma economia dependem, entre outras variáveis, da capacidade de produção.

³ Devemos lembrar que a ligação entre o caixa do governo e inflação passa pelo conceito de senhoriagem. Segundo Pastore (2015), em um caso particular, no qual o estoque da base monetária em proporção do PIB seja constante e que o crescimento do PIB seja nulo, a senhoriagem (será dada por π_t , em que π_t representa a taxa de inflação e M_t o estoque da base monetária como proporção do PIB). Neste caso, a senhoriagem é o imposto inflacionário, com π_t sendo a alíquota do imposto e M_t a base de incidência do imposto.

⁴ Desde a 2ª Guerra Mundial organizações internacionais de crédito, a exemplo do Fundo Monetário Internacional (FMI), têm desempenhado um papel central na coordenação de crédito estrangeiro para os países com problemas de dívida. No entanto, esses

empréstimos tendem a estar associados à implementação de reformas econômicas no país devedor, assim como auditorias do credor para garantir o cumprimento do acordo.

⁵ Doravante denominado por POLS, sigla em inglês para *Pooled Ordinary Least Squares*.

4.3. Efeitos Aleatórios

Outro método de estimação bastante utilizado com dados em painel é o de Efeitos Aleatórios⁶. Nessa de estimação: a) $E(u_{it} | x_{it}) = 0$ e a primeira hipótese é a de exogeneidade estrita. A segunda diz respeito ao fato da média condicional $E(u_{it} | x_{it}) = 0$; b) $E(u_{it} | x_{it}) = 0$; c) $\text{rank}(\Omega) = K$. e d) $E(u_{it} | x_{it}) = 0$, "abordagem o efeito não observado também é colocado junto com o termo aleatório para formar o erro composto. Entretanto, são impostas outras suposições para realização do procedimento ⁷ de " dado ser igual à média incondicional de ", que deve ser nula. A terceira se refere às condições

identidade e de ranking e, a quarta, à homocedasticidade dos erros idiossincráticos e de os efeitos não observados sejam não correlacionados com as variáveis explicativas, podemos modelá-los ⁷ a variância dos resíduos e da heterogeneidade não observada, respectivamente. Caso ", sendo 2 a matriz de

como efeitos distribuídos aleatoriamente entre as unidades observacionais. Também em função de especificidades, o problema de autocorrelação está presente, fazendo com que seja necessária a utilização da técnica de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis.

4.4. Efeitos Fixos

A abordagem mais usual no contexto de dados longitudinais é a de Efeitos Fixos⁷, pois é a menos estrita $E(u_{it} | x_{it}) = 0$ &, essa técnica permite estimar os coeficientes de forma consistente mesmo nos casos restritiva com relação aos pressupostos adotados. Com efeito, sob a suposição clássica de exogeneidade em que $E(u_{it} | x_{it}) = 0$. A estratégia utilizada para isso é realizar a transformação de Efeitos Fixos (ou transformação *within*) para eliminação da heterogeneidade não observada⁸, que nos fornece a seguinte equação:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \alpha + \beta x_{it} + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T$$

+em que na equação acima sob a hipótese de exogeneidade estrita. $E(u_{it} | x_{it}) = 0$ e $E(u_{it} | x_{it}) = 0$, $E(u_{it} | x_{it}) = 0$. Um estimador FE consistente é obtido ao aplicarmos a técnica POLS e $E(u_{it} | x_{it}) = 0$.
Adicionalmente, precisamos verificar que rank

Embora o estimador de FE permita qualquer relação das variáveis explicativas com a heterogeneidade não observada, tem a desvantagem de não estimar os coeficientes de variáveis constantes no tempo. Outro estimador utilizado com o mesmo objetivo é o de Primeira Diferença, que elimina a heterogeneidade não observada fazendo a transformação em relação ao período anterior (e não em relação à média como no FE), mas tem a desvantagem de perder um período de observação, embora seja mais apropriado para lidar com problemas de correlação serial.

⁶ Que será denominado de RE em decorrência da abreviação da sigla em inglês para *Random Effects*.

⁷⁸ a média da equação estrutural para eliminar o efeito não observado: Denotada por FE em função sigla em inglês para Determinada pelos seguintes etapas: a) calcular a média temporal da equação estrutural: *Fixed Effects*. 9 : 9": ""
9 9 para todo . t; b) subtrair

4.5. A Escolha do Modelo

existente entre abordagem. Uma resposta formal pode ser obtida por meio do teste de Hausman, que avalia a consistência A escolha do modelo é determinada fundamentalmente em decorrência da suposição da relação " e . As especificidades dos dados da pesquisa podem ser uma indicação para a melhor

de um estimador comparado a um outro estimador alternativo e ajuda a verificar se o modelo econométrico é adequado.

4.6. Os Modelos Estruturais

Para nossa análise a recessão será definida como uma variável binária, construída da seguinte forma:

As variáveis explicativas foram escolhidas como defasadas pois nas variáveis predeterminadas $\tilde{y}_t = y_{t-1}$; $\tilde{y}_t = y_t$ se caso contrário.
a recessão ocorre.

(definidas antes do período da variável dependente), por construção, o erro do período corrente não está correlacionado com valores correntes e defasados da variável predeterminada. Esta restrição se aproxima do requerimento de exogeneidade estrita⁵ e mitiga o problema de endogeneidade relacionado à simultaneidade⁶.

Além disso, como já referido, a literatura apresentou melhores resultados quando considerada a defasagem de quatro períodos, aspecto que também aumenta a possibilidade dos gestores econômicos agirem preventivamente à recessão sem a necessidade de desenharem cenários para as variáveis explicativas. Dessa forma, optamos por estimar quatro formulações para prever recessões, que diferem marginalmente pela adição de um termo relacionado à estrutura de endividamento público, com o objetivo de identificar a influência dessas variáveis sobre as recessões. Os modelos que foram estimados estão especificados abaixo:

$$\begin{aligned}
 7'' & \quad \Delta j_t ; K=L7, -M'' \\
 7'' & \quad \Delta j_t ; K=L7, -M'' \Delta L, -M'' \\
 7'' & \quad \Delta j_t ; K=L7, -M'' \Delta L, -M'' \Delta NOL, -M'' \\
 7'' & \quad \Delta j_t ; K=L7, -M'' \Delta L, -M'' \Delta NOL, -M'' \Delta M07 P, -M''
 \end{aligned}$$

OLPIB, existente entre as taxas de juros longas e curtas, onde $\Delta L, -M''$ caracteriza a presença da heterogeneidade não observada e $7''$ é o produto interno bruto, Δj_t é a variável recessão, $K=L707 P, -M, -M$ representa a inclinação da curva de juros, denotado pelo spread $\Delta NOL, -M$ representa o estoque da dívida pública como proporção do PIB, $\Delta L, -M$ representa a variação de preços ao consumidor, o termo de erro idiossincrático.

⁵ Requer que a variável não seja correlacionada com choques do passado, presente e futuro.

⁶ Wooldridge (2010) destaca as três principais fontes de endogeneidade: omissão de variáveis do modelo (heterogeneidade não observada), erros de mensuração das variáveis e simultaneidade entre as variáveis.

5. Metodologia Econométrica

5.1. Modelo de Probabilidade Linear

probabilidade de sucesso é a mesma do valor esperado, $Q = E(y_i)$. Dessa forma, o Modelo

Segundo Wooldridge (2010), quando y_i é uma variável binária que assume os valores 0 e 1, a de Probabilidade Linear (MPL) para uma variável binária pode ser especificado da seguinte forma: Q

$$y_{it} = \alpha + \beta'x_{it} + u_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T$$

onde entre os períodos 1, \dots, t , mas não entre os indivíduos i é um vetor de dimensão $1 \times K$ que pode conter variáveis observáveis que alteram i , bem como variáveis que alteram em i mas não em t ou

variáveis que mudam tanto em i quanto em t relacionada a outras variáveis explicativas. Logo, os parâmetros. Dessa

forma, o coeficiente é dado por β em uma unidade. β i quanto em t . Já α é a mudança na probabilidade de

sucesso, dada a $\alpha, \beta, \dots, \beta_K$ β é o vetor de dimensão $K \times 1$ de todos β_k , caso β_k não seja

funcionalmente variação de Seja a variância de , que é uma variável aleatória de Bernoulli, dada por $Y|Z$

[

, então podemos observar que a heterocedasticidade está presente no MPL. Uma boa maneira de lidar com este problema consiste em utilizar erros-padrão robustos à heteroscedasticidade. Neste caso, dada uma amostra aleatória, a estimativa por POLS produz estimadores consistentes e não viesados.

Contudo, dados os valores populacionais dos parâmetros, com frequência existem estimativas que ficam fora do intervalo unitário, o que limita o MPL em ser uma aproximação adequada para as probabilidades do modelo de resposta binária. Outro problema diz respeito ao fato da probabilidade estimada muitas vezes não ser linearmente relacionada com as variáveis independentes em todos os seus possíveis valores. Realmente, por meio da análise do nível de atividade econômica, a literatura fornece indícios de que a relação da recessão com a dívida pública e com a inflação pode não ser linear. De qualquer forma, se o principal objetivo de estimar um modelo de resposta binária for aproximar os efeitos parciais das variáveis explicativas quando próximas da média, ao longo da distribuição de , então o MPL fornece distributiva de " dado , como exigido nos demais modelos que avaliaremos. respostas adequadas. Além disso, o modelo MPL tem a vantagem de não necessitar de uma suposição

5.2. Os Modelos de Resposta Binária

A probabilidade condicional de um modelo de resposta binária é descrita como: Q

$1|, " \setminus \Lambda \Phi F \text{ "" "" } ,, \text{ no } K= \text{ em } \text{ casos}$

geraisno $L = P P$

onde Λ , Φ e F_b representam as funções especificadas. Para garantir que a probabilidade resulte em valores tais que $0 \leq p \leq 1$, normalmente especifica-se a função como uma função densidade acumulada (FDA). As funções mais comuns são aquelas que identificam os modelos conhecidos como logit e probit. No caso do modelo logit a FDA é dada por uma distribuição logística, enquanto no probit a FDA é dada por uma normal padrão.

5.3. A Estimação por Máxima Verossimilhança

Seguindo a abordagem de Wooldridge (2010) e considerando variáveis explicativas estritamente podemos estabelecer os vetores de variáveis independente e dependentes, respectivamente, uma heterogeneidade não observada, ϵ_{it} , $i = 1, 2, \dots, N$, exógenas, para cada unidade i , como uma amostra aleatória de dados longitudinais. Associada a cada unidade *cross-section* i , que também é um vetor. denotada por x_i e a avaliação temporal denominada por t , *cross-section* i t , P há a função densidade de probabilidade especificada para cada período t . Uma suposição fundamental é a de que o vetor O interesse

da estimação se encontra em entender a distribuição de y_{it} pode conter qualquer estrutura de defasagens de

suas variáveis e que y_{it} dados y_{it} e x_{it} . Aceitemos ϵ_{it} ; denote

exogeneidade estrita condicional ao efeito não observado, denotada por ϵ_{it} de dados em painel lineares, a qual requer hipótese rejeita variáveis dependentes defasadas e a possibilidade de choques em $h > 1$. Uma abordagem comum, mas restritiva, para estimar os coeficientes é assumir que ϵ_{it} de que ϵ_{it} , ou seja, ϵ_{it} , não aparece na distribuição condicional de y_{it} | x_{it} . Essa abordagem é muito semelhante à de efeitos aleatórios para modelos y_{it} | x_{it} . se ϵ_{it} e x_{it} forem controlados. Ou seja, essa ϵ_{it} | x_{it} , ϵ_{it} alterarem. Esta expressão diz ϵ_{it} é independente, ϵ_{it} para

suposições, situação que remete à abordagem de efeitos fixos, em que podemos eliminar aplicar métodos de máxima verossimilhança condicional para estimar de forma consistente os coeficientes. Em casos especiais podemos estimar os coeficientes de forma consistente sem imposição de quaisquer ϵ_{it} e, em seguida,

Adicionalmente, seja densidade de y_{it} dado x_{it} assume a seguinte forma: $f(y_{it} | x_{it})$ correlacionado com a densidade

especificada para y_{it} | x_{it} , então a $\prod_{j=1}^n f(y_{it} | x_{it})$ ϵ_{it} ; $f(y_{it} | x_{it})$ ϵ_{it} ; v

ϵ_{it} ; p_{it}

densidade de onde J representa a dimensão de K -consistente pelo método da máxima verossimilhança condicional. $r_{stuj} \quad d \quad | \quad i, i$. Dessa forma, para cada i ; $v_o i|; p O_i$. Os parâmetros i e $o i|; p$ corresponde ao modelo corretamente especificado para a i , a função de log-verossimilhança será definida por e p dessa expressão podem ser estimados de forma

5.4. O Modelo Probit

resultado binário de Assumindo exogeneidade estrita, , o modelo pode ser escrito em forma variável

latente: $l d$, em que o vetor $|, i$, e que para cada unidade contém variáveis exógenas, bem como as $*i$ de

observação há um " e condicionados a (1densidade condicional de defasagens de $u * y 0 = d$

'ZK= " íP "= { ZK{ 7, mas não de , "), podemos derivar a densidade como d é dada por d^* . Se

adicionalmente assumirmos que $v_j 1|, i; u\Phi_j d" | , \dots, , iv;wu u1$ são independentes quando $[\Phi_{vw} j" | v-, i ;u . .$

A ser observado, não pode aparecer na função de verossimilhança com os pressupostos, uma abordagem

limites da probabilidade. No entanto, do ponto de vista empírico, existe pouca diferença entre as probabilidades preditas nos três modelos.

No caso dos modelos não lineares, as probabilidades previstas do probit e logit tendem a divergir mais nas caudas das distribuições, onde as probabilidades estão perto de 0 ou 1, e não são tão importantes quando o interesse reside nos efeitos marginais calculados sobre a amostra e não em cada indivíduo¹³. Adicionalmente, as propriedades de máxima verossimilhança podem ser utilizadas para obter um teste de seleção do modelo. Se estivermos satisfeitos em apenas escolher o modelo com o melhor ajuste, então basta escolher o modelo com o maior valor da verossimilhança.

5.7. A Estacionariedade do Painel

Os modelos com dados em painel também estão sujeitos a problemas relacionados à estacionariedade das séries, tais como a produção de regressões espúrias caso a abordagem não seja correta. De acordo com Baltagi (2005), os testes de raiz unitária para painel decorrem das aplicações realizadas em séries de tempo. A principal diferença reside na consideração do comportamento assintótico da dimensão de tempo e *cross-section*. A maneira em que essas dimensões convergem para o infinito é fundamental quando se quer determinar o comportamento assintótico de estimadores e testes utilizados para painéis não estacionários. Em nossa análise consideramos que a dimensão observacional é fixa, enquanto a temporal tende ao infinito.

Também segundo Baltagi (2005), os testes IPS e Fisher combinam informações baseadas nos testes de raiz unitária de cada unidade de observação e podem ser aplicados à análise de painéis não balanceados. Maddala e Wu (1999) demonstraram que o teste de Fisher é melhor para essa avaliação.

¹²¹³ Cameron e Trivedi (2005) também destacam que para comparação dos valores calculados

nos coeficiente a proporção deles deve $Q = 1$, " $u u$ $u u$. ser ajustada pelas fórmulas das probabilidades, de

forma que: $i) ! 4!^T$; $ii) !^m 2,5!^T$; e $iii) ! 1,6!^m$.

6. Dados

A metodologia aplicada baseia-se num modelo que converte as variáveis exógenas⁷⁸ em uma probabilidade de recessão quatro trimestres à frente. Esse período de um ano foi escolhido a partir das evidências de Estrella e Mishkin (1998), que reportaram melhora considerável de performance quando o horizonte foi de dois ou quatro trimestres. Karunaratne (2002) registrou resultados na mesma linha. Também por esse motivo, Ozturk e Pereira (2013) fizeram a previsão de recessão quatro períodos à frente. Além disso, a defasagem de um ano permite a construção de projeções para um horizonte razoável sem a necessidade de desenhar cenários para as variáveis independentes, possibilitando tempo para a adoção de medidas de política econômica que objetivem minimizar as probabilidades de recessão.

Na modelagem econométrica utilizamos dados de 20 países¹⁵ da base de dados da OCDE e do Banco Mundial. Os dados são trimestrais de 1995T4 a 2014T4 e não balanceados, ou seja, não são homogêneos em termos de início das séries.

6.1. A Medida de Recessão

Neste trabalho optamos por uma definição mecânica e usual de recessão, que permite a aplicação para todos os países da amostra, sem arbitrariedade de avaliação do ciclo econômico:

Definição 1. Uma recessão ocorreu quando o país reporta dois trimestres consecutivos de variação negativa do PIB real.

Porém, vários países possuem colegiados responsáveis por avaliar o estado do ciclo econômico, a exemplo da NBER (National Bureau of Economic Research), que disponibiliza uma metodologia de análise para os Estados Unidos. De acordo essa instituição, o início e o fim da recessão são pontos de inflexão no ciclo econômico, classificados de acordo com a avaliação de um Comitê. Ou seja, o julgamento da NBER não segue uma regra fixa para determinar se uma contração foi apenas uma curta interrupção de uma expansão ou uma expansão foi apenas uma curta interrupção de uma contração. No Brasil há o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE), que estabelece uma cronologia de referência para os ciclos econômicos brasileiros.

6.2. A Medida de Inclinação

A inclinação da curva de juros foi medida a partir da diferença entre as taxas de juros de longo e curto prazo conforme já utilizado na literatura, segundo a metodologia e disponibilização pela OCDE, exceto o caso do Brasil⁹:

⁷ Importa mencionar que, embora o superávit primário seja variável relevante para o entendimento do endividamento público, não foi possível obtermos as séries harmonizadas para o período e extensão da análise. Além disso, foram efetuadas estimativas com a estrutura de vencimento das dívidas públicas, mas os resultados não se mostraram relevantes.

⁸ Austrália, Áustria, Bélgica, Brasil, Colômbia, República Tcheca, Finlândia, França, Alemanha, Irlanda, Itália, Letônia, Noruega, Polônia, Portugal, Rússia, Espanha, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos.

⁹ Para o caso brasileiro utilizamos as taxas de juros correspondentes aos prazos de dez anos e três meses da curva de juros Pré x DI.

- Curto-prazo: taxas de empréstimos interbancários, ou Notas do Tesouro, ou instrumentos comparáveis, todos para o prazo de três meses. Para a região do Euro, utilizou-se a *European Interbank Offered Rate* a partir da data de entrada do país na Zona do Euro.
- Longo-prazo: na maior parte dos casos correspondeu ao título do governo com prazo de 10 anos, ou também a taxa de juros representativa para o período de 10 anos.

6.3. Os Preços

A medida de variação dos preços foi expressa em percentual ao final do período, com base no índice de preços ao consumidor que mede a evolução dos preços dos bens e serviços que as famílias consumiram em cada país. Utilizamos a base de dados da OCDE.

6.4. O Produto Interno Bruto

O PIB corresponde à medida padrão do valor dos bens e serviços finais produzidos por um país durante um período menos o valor das importações. Os dados são comparáveis internacionalmente, seguindo o Sistema de Contas Nacionais e são ajustados sazonalmente. Utilizamos a taxa de variação percentual ao final do período da base de dados da OCDE.

6.5. A Dívida Pública Bruta

A dívida do governo geral inclui a dívida das administrações públicas. Já os dados do PIB são ajustados sazonalmente em moeda nacional, a preços correntes, segundo o banco de dados de Contas Nacionais Trimestrais da OCDE. O indicador dívida/PIB utilizado é disponibilizado na base de dados do Banco Mundial.

6.6. Testando a Estacionariedade do Painei

Os resultados dos testes de raiz unitária encontram-se no Apêndice e indicaram que todas as séries são estacionárias. Entretanto, na análise da série do estoque da dívida pública houve divergência entre os resultados dos testes de Fisher e IPS. Em decorrência da sugestão de Maddala e Wu (1999), optamos por utilizar o resultado apontado pelo teste de Fisher. Também por isso, consideramos a avaliação dessa variável apenas no modelo com o maior número de controles, para que as interpretações das demais equações não ficassem expostas a essa divergência¹⁰.

¹⁰ Importa mencionar que realizamos testes como a série do estoque da dívida pública em primeira diferença. No entanto, embora esta série apresente estacionariedade, não mostrou resultados estatisticamente relevantes para explicar recessões.

7. Resultados

7.1. Estimativas

Os resultados da estimação do primeiro bloco de modelos encontram-se na Tabela 1¹¹. As estimativas para os coeficientes da inclinação da curva de juros apresentaram os sinais esperados (relação negativa com a recessão) e foram significativas estatisticamente até o nível de 10% apenas nos modelos não lineares.

Os resultados do teste de Hausman, que tem como hipótese nula a ausência de diferença sistemática nos coeficientes estimados por efeitos fixos e aleatórios, indicaram consistência dos coeficientes estimados por efeitos aleatórios. Para valores críticos inferiores ao p-valor de 9,4% a hipótese nula não foi rejeitada no logit. No MPL o p-valor foi de 61,5%. Também podemos expressar esse resultado como indício de que a hipótese de ortogonalidade entre efeitos não observados e variáveis explicativas foi satisfeita. As demais estatísticas foram computadas para comparação entre os modelos dos próximos blocos.

Tabela 1: Resultados de Estimação para o 1º Bloco

	MPL			Probit	Logit	
	FE	RE	POLS	RE	FE	RE
<i>slope</i>	-0,00270 (0,00197)	-0,00253 (0,00194)	-0,00174 (0,00128)	-0,0561** (0,0268)	-0,115** (0,0562)	-0,100* (0,0555)
<i>C</i>	0,0938*** (0,00826)	0,0910*** (0,0168)	0,0922*** (0,00825)	-1,407*** (0,124)		-2,484*** (0,246)
Obs.	1369	1369	1369	1369	1196	1369
Wald	1,881	1,696	1,849	4,381	4,939	3,263
BIC	372,7		460,9	803,8	677,8	805,4
AIC	362,3		450,4	788,1	672,7	789,8
LL	-179,1		-223,2	-391,0	-335,3	-391,9

Notas: os desvios-padrão estão entre os parênteses. AIC e BIC indicam os critérios de informação de Akaike e Bayesiano, respectivamente. LL representa o Log de Verossimilhança. O p-valor da estatística-t é dado por: * se $p < 0, 10$, ** se $p < 0, 05$ e *** se $p < 0, 01$.

Fonte: autores.

Quanto aos resultados do 2º bloco de modelos (Tabela 2), que acrescentou a variação dos preços como variável explicativa na equação estrutural, os coeficientes da inclinação da curva de juros apresentaram os sinais esperados com elevada significância estatística, ao nível de 1%, assim como os coeficientes da variável *cpi*, em todos os modelos. Esses resultados estão alinhados com achados da literatura indicando que a inflação é prejudicial ao crescimento econômico e que a inclinação da curva de juros é importante para prever recessão.

O teste de Hausman indicou consistência das estimativas por efeitos aleatórios, dado p-valor de 18,0% no MPL, que levou à rejeição da hipótese alternativa. As estatísticas de Wald sinalizaram que os modelos

¹¹ Optamos por estimar o MPL por POLS, RE e FE para termos uma base de comparação. O *probit* foi estimado apenas por RE, uma vez que FE não é possível. Já o *logit* pode ser estimado por FE e RE. Logo, efetuamos o teste de Hausman nas abordagens MPL e *logit*.

tiveram significância global. As demais estatísticas revelaram que o acréscimo da variável *cpi* foi relevante para o desempenho do modelo.

Tabela 2: Resultados de Estimação para o 2º Bloco

	MPL			Probit	Logit	
	FE	RE	POLS	RE	FE	RE
<i>slope</i>	-0,0147*** (0,00296)	-0,0130*** (0,00291)	-0,00867** (0,00384)	-0,0968*** (0,0216)	-0,213*** (0,0450)	-0,187*** (0,0429)
<i>cpi</i>	0,0129*** (0,00238)	0,0109*** (0,00226)	0,00658** (0,00263)	0,0745*** (0,0157)	0,165*** (0,0326)	0,141*** (0,0303)
<i>C</i>	0,0754*** (0,00886)	0,0744*** (0,0167)	0,0841*** (0,00796)	-1,625*** (0,147)		-2,896*** (0,291)
Obs.	1369	1369	1369	1369	1196	1369
Wald	15,52	24,90	3,125	23,64	29,86	22,19
BIC	350,7		457,6	790,0	659,9	792,0
AIC	335,0		441,9	769,1	649,8	771,1
LL	-164,5		-218,0	-380,6	-322,9	-381,6

Notas: os desvios-padrão estão entre os parênteses. AIC e BIC indicam os critérios de informação de Akaike e Bayesiano, respectivamente. LL representa o Log de Verossimilhança. O *p*-valor da estatística-*t* é dado por: * se $p < 0, 10$, ** se $p < 0, 05$ e *** se $p < 0, 01$.

Fonte: autores.

Quanto ao 3º bloco de modelos (encontram-se na Tabela 3), que adicionou em relação ao bloco anterior a variável explicativa produto na equação estrutural, as estimativas para os coeficientes de *slope* e *cpi* permaneceram com os sinais esperados e significância estatística similar para todos os modelos. Por sua vez, os coeficientes da variável *gdp* apresentaram os sinais esperados (relação negativa com a recessão) e com forte significância estatística (ao nível crítico de 1%).

Devemos atentar que os coeficientes dos modelos estimados com efeitos aleatórios devem ser vistos com ressalvas, já que o teste de Hausman indicou inconsistência, dados *p*-valores inferiores a 1%. As estatísticas de Wald revelaram que os modelos tiveram significância global. Quanto às demais estatísticas, o Log-Verossimilhança, AIC e BIC mostraram que o acréscimo da variável *gdp* contribuiu marginalmente para o desempenho do modelo.

Tabela 3: Resultados de Estimação para o 3º Bloco

	MPL			Probit	Logit	
	FE	RE	POLS	RE	FE	RE
<i>slope</i>	-0,0134*** (0,00296)	-0,0114*** (0,00290)	-0,00768** (0,00389)	-0,0854*** (0,0214)	-0,182*** (0,0445)	-0,154*** (0,0425)
<i>cpi</i>	0,0124*** (0,00237)	0,0103*** (0,00222)	0,00702*** (0,00266)	0,0699*** (0,0155)	0,152*** (0,0324)	0,126*** (0,0298)
<i>gdp</i>	-0,0278*** (0,00689)	-0,0307*** (0,00684)	-0,0367*** (0,00808)	-0,167*** (0,0437)	-0,265*** (0,0798)	-0,298*** (0,0811)
<i>C</i>	0,0920*** (0,00972)	0,0940*** (0,0155)	0,104*** (0,0103)	-1,533*** (0,140)		-2,733*** (0,279)
Obs.	1369	1369	1369	1369	1196	1369

Wald	15,88	44,02	9,221	38,75	40,69	35,71
BIC	341,5		436,4	782,6	656,2	785,9
AIC	320,6		415,5	756,5	640,9	759,8
LL	-156,3		-203,8	-373,3	-317,5	-374,9

Notas: os desvios-padrão estão entre os parênteses. AIC e BIC indicam os critérios de informação de Akaike e Bayesiano, respectivamente. LL representa o Log de Verossimilhança. O *p*-valor da estatística-*t* é dado por: * se $p < 0, 10$, ** se $p < 0, 05$ e *** se $p < 0, 01$.

Fonte: autores.

No 4o bloco de modelos (Tabela 4), que acrescentou à equação estrutural o estoque da dívida como variável explicativa em relação ao bloco anterior, as estimativas para os coeficientes da inclinação da curva de juros continuaram a apresentar os sinais esperados, mas perderam a significância estatística aos níveis tradicionais. Os coeficientes das variáveis *cpi* e *gdp* mantiveram os sinais positivos e fortemente significativos. Por sua vez, a variável *debt* apresentou o sinal esperado em todas as estimativas, mas não foi encontrada significância estatística nos modelos de efeito fixos. Nos modelos de efeitos aleatórios os níveis de significância foram inferiores a 5%. Importa notar que houve redução expressiva do número de observações utilizadas nas estimações em função das séries de tempo de dívida de muitos países serem bastante curtas.

Tabela 4: Resultados de Estimação para o 4º Bloco

	MPL			Probit	Logit	
	FE	RE	POLS	RE	FE	RE
<i>slope</i>	0,00304 (0,00735)	-0,00128 (0,00635)	0,00372 (0,00830)	-0,0425 (0,0415)	-0,000581 (0,0867)	-0,0533 (0,0771)
<i>cpi</i>	0,0469*** (0,00583)	0,0381*** (0,00525)	0,0356*** (0,00529)	0,265*** (0,0457)	0,617*** (0,0967)	0,491*** (0,0879)
<i>gdp</i>	-0,0260*** (0,00847)	-0,0305*** (0,00848)	-0,0361*** (0,00990)	-0,139*** (0,0506)	-0,213** (0,0954)	-0,237** (0,0942)
<i>debt</i>	0,000589 (0,000724)	0,00119** (0,000494)	0,00111*** (0,000362)	0,00969** (0,00414)	0,0113 (0,00953)	0,0170** (0,00772)
<i>C</i>	-0,0405 (0,0476)	-0,0560 (0,0387)	-0,0423 (0,0299)	-2,777*** (0,362)		-5,020*** (0,694)
Obs.	1115	1115	1115	1115	961	1115
Wald	21,76	76,37	17,09	47,93	73,82	43,10
BIC	385,2		475,2	684,4	557,7	687,7
AIC	360,1		450,1	654,3	538,2	657,6

LL	-175,1	-220,0	-321,1	-265,1	-322,8
----	--------	--------	--------	--------	--------

Notas: os desvios-padrão estão entre os parênteses. AIC e BIC indicam os critérios de informação de Akaike e Bayesiano, respectivamente. LL representa o Log de Verossimilhança. O p -valor da estatística- t é dado por: * se $p < 0, 10$, ** se $p < 0, 05$ e *** se $p < 0, 01$.

Fonte: autores.

Novamente devemos observar que os coeficientes dos modelos estimados com efeitos aleatórios devem ser vistos com ressalvas, já que o teste de Hausman indicou inconsistência, dados p -valores inferiores a 1%, que levaram à rejeição da hipótese nula. As estatísticas de Wald revelaram que os modelos tiveram significância global. Em relação às demais estatísticas, de maneira geral, o Log-Verossimilhança, AIC e BIC sinalizaram melhora marginal com o acréscimo da variável *debt*.

Diante dos resultados expostos, percebemos que o tratamento para efeitos não observados foi fundamental para as conclusões. Realmente, os testes de Hausman indicaram a modelagem por efeitos fixos quando um número maior de controles foi utilizado e, nesse caso, a variável *debt* não apresentou significância estatística.

Em outras palavras, podemos concluir que as variáveis *cpi* e *gdp* apresentaram estatísticas robustas e sinais esperados na relação com a probabilidade de recessão, em contraposição ao nível dívida pública, que não tem papel significativo estatisticamente. Esses resultados mostraram a estabilidade monetária e crescimento econômico são importantes para mitigação desse fenômeno econômico extremo independentemente do nível da dívida pública ou da inclinação da curva de juros.

7.2. Percentual Corretamente Previsto

O ajustamento dos modelos de escolha binária normalmente é avaliado na forma de uma comparação entre os valores preditos e os valores realizados. Um dos indicadores mais tradicionais é o percentual corretamente previsto, que define um preditor binário (\hat{y}) do valor estimado (y) da seguinte maneira: 1 se $F > 0,5$ e 0 se $F < 0,5$. Dessa forma, dados os valores previstos,¹⁹ podemos ver o grau de ajustamento do modelo ao longo de todas as observações.

Para essa avaliação, dados resultados encontrados e com base em critérios estatísticos, consideramos o modelo Logit FE do 3o bloco sendo o mais adequado para inferência e previsão, dadas as estatísticas robustas, a não sujeição à inconsistência advinda da heterogeneidade não observada e também por ser um modelo parcimonioso. Outro atributo dessa especificação diz respeito à não exposição à divergência encontrada no teste de estacionariedade da dívida pública.

O modelo selecionado apresentou elevado percentual corretamente previsto globalmente (Tabela 5), de 89,8%, que é extremamente próximo do valor percentual da não ocorrência de recessão (89,5%). Portanto, os casos de ocorrência de recessão quase não foram capturados pelo modelo. Nesse corte, o modelo conseguiu prever apenas 3,3% dos casos de recessão. Logo, o Erro do Tipo II²⁰ (9,9%) ficou muito próximo do número de recessões observado na amostra do modelo estimado (10,2%).

Esse resultado se encaixa em uma crítica recorrente ao percentual corretamente previsto. Segundo Wooldridge (2010), essa medida pode ser enganosa, pois podemos obter percentuais corretamente previstos bastante altos mesmo quando o resultado menos provável não seja muito bem projetado. Dessa forma,

usamos como alternativa a fração de êxito/sucesso da amostra completa como limite ou ponto de corte (*cut-off*), que no nosso caso foi de 9,0%²¹.

Observado	Previsto			Observado	Total
	1	0	Total		
1	1.070	4	1.074	1	1.074
0	4	118	122	0	122
Total	1.188	122	1.310	Total	1.310

89,8 99,3 0,7 100,0

**Tabela 5 -
Modelo
Selecionado
(*cut-off* de 0,5)
Previsto (%)**

0	1	Total
0,3	89,5	90,8
10,2	9,9	10,2

Fonte: autores.

O uso do *cut-off* aumenta o número de êxitos preditos, mas tem o custo de gerar mais enganos nas predições de zero. Dessa forma, em termos de percentual previsto globalmente teremos um pior resultado vis-à-vis ao limite utilizado tradicionalmente. Com efeito, essa estatística passou a ser de 68,3% (Tabela 6), ante 89,8% referente ao corte em 0,5. O lado positivo dessa estipulação *ad hoc* foi que o acerto de previsão de recessão passou de 3,3% para 75,4% e o Erro do Tipo II reduziu de 9,9% para 2,5%.

Observado	Previsto			Observado	Total
	1	0	Total		
0	349	725	1.074	0	1.074
1	92	23	115	1	115
Total	441	748	1.189	Total	1.189

89,8 10,2 63,1 36,9 100,0

**Tabela 6 -
Modelo
Selecionado
(*cut-off* de 0,09)
Previsto (%)**

0	1	Total
29,2	60,6	89,8
7,7	2,5	10,2

Fonte: autores.

acerto de previsão; e *ii*) %, ou seja, divergências dos resultados =0 e =1 ou =1 e =0, que reportam os erros de ¹⁹ Existem quatro resultados possíveis em cada par (,): *i*) = , ou seja, coincidência dos resultados em 0 ou 1, denotando estimativas.

²⁰ Denominação utilizada na literatura de finanças para definir a ocorrência do evento que não foi previsto pelo modelo, ou seja, ²¹ Em outras palavras, avaliaremos 1 se $F > 0,09$ e 0 se $F \leq 0,09$. ocorrência de recessão sem indicação do modelo. O Erro do Tipo I ocorre quando o modelo indica a recessão mas ela não ocorre.

8. Considerações Finais

Os resultados da pesquisa mostraram que importantes componentes do endividamento público têm relevância para previsão de recessões nos países analisados. Com efeito, a adição dessas variáveis de controle melhorou os critérios estatísticos dos modelos utilizados. Além disso, percebemos que o tratamento para efeitos não observados foi fundamental, já que houve indicação de correlação entre a heterogeneidade não observada e os regressores nos modelos que combinaram melhores critérios estatísticos. Por isso o modelo selecionado foi o logit estimado com efeitos fixos e com as variáveis inclinação da curva de juros, inflação e crescimento do produto.

Os resultados do modelo selecionado ratificaram alguns fatos estilizados da literatura econômica. Nesse sentido, sugerem que políticas econômicas que associem estabilidade monetária com crescimento do produto são terapias naturais para evitar recessões. Outro aspecto importante diz respeito à ausência de significância do estoque da dívida aos níveis tradicionais.

O modelo selecionado também se mostrou adequado para o exercício previsão de recessão, especialmente quando consideramos um *cut-off* compatível com os registros da amostra. Com efeito, o percentual corretamente previsto global foi de 68,3%, com acerto de 75,4% das recessões, dado o *cut-off* da amostra. Esse aspecto indica que o modelo pode ser utilizado para o monitoramento do ambiente econômico e para o suporte de políticas que mitiguem a probabilidade de recessão com um tempo factível de quatro trimestres, exercício que pode ser realizado em países com séries de dados mais curtas.

Por fim, uma sugestão para pesquisas futuras diz respeito à incorporação de outros controles, tais como outros momentos da curva de juros (nível e curvatura), superávit primário e crédito privado. Outra possibilidade de pesquisa está relacionada ao uso de diferentes definições de recessão, a exemplo da variação negativa do PIB per capita em dois trimestres consecutivos. Também é possível testar especificações alternativas para o modelo através da inclusão de mais defasagens das variáveis independentes.

9. Referências Bibliográficas

Aizenman J. e Marion N. P. Using Inflation to Erode the U.S. Public Debt, **NBER Working Paper 15562**, 2009.

Ahrens, R. Predicting Recessions with Interest Rate Spreads: A Multicountry Regime-Switch Analysis. **Journal of International Money and Finance**, v. 21, n. 4, p. 519-537, 2002.

Baltagi, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 2nd. ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2005.

Barro, R. J. Human Capital and Growth. **American Economic Review** 91 (2), 12-17, 2001.

Blanchard, O. Current and Anticipated Deficits, Interest Rates, and Economic Activity, **NBER Working Paper No. 1265**, (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research), 1984.

Cameron, A. C.; Trivedi, P. K. **Microeconometrics - Methods and Applications**, Cambridge University Press, 2005.

Cecchetti, S.; Mohanty, M. e Zampolli, F. The Real Effects of Debt, **BIS Working Papers No. 352**, Bank for International Settlements, 2011.

Cochrane, J. Understanding policy in the great recession: Some unpleasant fiscal arithmetic, **European Economic Review**, Elsevier, vol. 55(1), pages 2-30, January, 2011.

- _____. Money as stock. *Journal of Monetary Economics*, 27, p. 501-528, 2005.
- Costa, E. E. L. C. Sustentabilidade da dívida pública. In: Silva, A. C.; Carvalho, L. O; Medeiros, O. L. (Org.) *Dívida Pública: A Experiência Brasileira*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional: Banco Mundial, p. 81-99, 2009.
- Elmendorf, D. W. e Mankiw, N. G. Government Debt, **NBER Working Paper No. 6470**, (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research), 1998.
- Escolano, J. A Practical Guide to Public Debt Dynamics, Fiscal Sustainability and Cyclical Adjustment of Budgetary Aggregates. **IMF Technical Notes and Manuals**, 2010.
- Estrella, A. e Mishkin, F. S. Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. *Review of Economics and Statistics*, 80:45-61, 1998.
- Estrella, A.; Trubin, M. The Yield Curve as a Leading Indicator: Some Practical Issues. **Federal Reserve Bank Of New York**, v. 12, n. 5, 2006.
- Herndon, T.; Ash, M. e Pollin, R. Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff, **Political Economy Research Institute Working Paper No. 322**, University of Massachusetts Amherst, 2013.
- Judson, R. e Orphanides, A. Inflation, Volatility and Growth. *International Finance* 29(1), 117-138, 1999.
- Karunaratne, N. D. Predicting Australian Growth and Recession via the Yield Curve. *Economic Analysis & Policy*. v. 32, n. 2, p. 233-250, 2002.
- López-Villavicencio, A. e Mignon, V. On the Impact of Inflation on Output Growth: Does the Level of Inflation Matter? *Journal of Macroeconomics* 33 (3), 455 -464, 2011.
- Maddala, G.S. e Wu, S. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 631-652, 1999.
- Pastore, A. F. (Org.). *Inflação e Crises - O Papel da Moeda*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.
- Reinhart, C. M. e Rogoff, K. S. Growth in a Time of Debt, **NBER Working Paper No. 15639**, 2010b.
- Reinhart, C. M. e Sbrancia, M. B. The Liquidation of Government Debt, **NBER Working Paper No. 16893**, (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, March), 2011.
- SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. Plano Anual de Financiamento, 2008-2014.
- Silva, A. C.; Carvalho, L. O; Medeiros, O. L. (Org.). *Dívida Pública: A Experiência Brasileira*. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional: Banco Mundial. 502 p, 2009. Disponível: <http://www3.tesouro.gov.br/divida_publica/downloads/livro/livro_eletronico_completo.pdf>. Acesso em: 20 ago. 2015.
- Stock, J.H., e Watson, M.W. New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators. *NBER Macroeconomics Annual*, 351-393, 1989.
- Ozturk, H., e Pereira, L. F. V. N. Yield Curve as a Predictor of Recessions: Evidence from Panel Data. *Emerging Markets Finance & Trade*, v. 49, p. 194-212, 2013.
- Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd edition, Cambridge, MA: MIT Press, 2010.

_____. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**, 4ed. Mason, OH: SouthWestern CENGAGE Learning, 2009.

10. Apêndice

Testes de Raiz Unitária

Tabela 1: Teste de Raiz Unitária - Variável: Inclinação (*slope*)

	Tipo	Estatística	Valor	Defasagem
Fisher	Nível	z z	-9,0703***	1
	Constante		-13,5985***	1
	Tendência	z	-6,4248***	1
	Constante e Aj. Média	z	-12,4582***	1
IPS	Nível	<i>W-t-bar</i>	-8,7291***	1
	Aj. Média	<i>W-t-bar</i>	-7,2427***	1

Nota: o *p*-valor da estatística-*t* é dado por: * se $p < 0,10$, ** se $p < 0,05$ e *** se $p < 0,01$. Os resultados permaneceram semelhantes quando utilizadas defasagens de 2, 3, 4 e 5 períodos.

Tabela 2: Teste de Raiz Unitária - Variável: Inflação (*cpi*)

	Tipo	Estatística	Valor	Defasagem
Fisher	Nível	z z	-11,0546***	1
	Constante		-15,2048***	1
	Tendência	z	-9,1986***	1
	Constante e Aj. Média	z	-14,0815***	1
IPS	Nível	<i>W-t-bar</i>	-10,5674***	1
	Aj. Média	<i>W-t-bar</i>	-9,0925***	1

Nota: o *p*-valor da estatística-*t* é dado por: * se $p < 0,10$, ** se $p < 0,05$ e *** se $p < 0,01$. Os resultados permaneceram semelhantes quando utilizadas defasagens de 2, 3, 4 e 5 períodos.

Tabela 3: Teste de Raiz Unitária - Variável: PIB (*gdp*)

	Tipo	Estatística	Valor	Defasagem
Fisher	Nível	z z	-15,3771***	1
	Constante		-18,4408***	1
	Tendência	z	-14,5426***	1
	Constante e Aj. Média	z	-21,6359***	1
IPS	Nível	<i>W-t-bar</i>	-15,1643***	1
	Aj. Média	<i>W-t-bar</i>	-19,7818***	1

Nota: o *p*-valor da estatística-*t* é dado por: * se $p < 0,10$, ** se $p < 0,05$ e *** se $p < 0,01$. Os resultados permaneceram semelhantes quando utilizadas defasagens de 2, 3, 4 e 5 períodos.

Tabela 4: Teste de Raiz Unitária - Variável: Dívida/PIB (*debt*)

	Tipo	Estatística	Valor	Defasagem
--	------	-------------	-------	-----------

Fisher	Nível	<i>z z</i>	4,5463	1
	Constante		-2,4196***	1
	Tendência	<i>z</i>	3,8888	1
	Constante e Aj. Média	<i>z</i>	-5,0012***	1
IPS	Nível	<i>W-t-bar</i>	4,8023	1
	Aj. Média	<i>W-t-bar</i>	1,6998	1

Nota: o *p*-valor da estatística-*t* é dado por: * se $p < 0,10$, ** se $p < 0,05$ e *** se $p < 0,01$. Os resultados permaneceram semelhantes quando utilizadas defasagens de 2, 3, 4 e 5 períodos.