

Universidade Federal do Rio de Janeiro

Instituto de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia

Érique Fernandes Pereira de Moraes

**ESTIMAÇÃO DE UMA CURVA IS PARA O BRASIL DESDE A
IMPLEMENTAÇÃO DO SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO**

Rio de Janeiro

2019

Érique Fernandes Pereira de Moraes

Estimação de uma curva IS para o Brasil desde a implementação do
Sistema de Metas de Inflação

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo de Figueiredo Summa
Coorientadora: Prof. Dra. Julia de Medeiros Braga

Rio de Janeiro
2019

FICHA CATALOGRÁFICA

M827 Morais, Érique Fernandes Pereira de

Estimação de uma curva IS para o Brasil desde a implementação do sistema de metas de inflação / Érique Fernandes Pereira de Morais. - 2019.

88 f.; 31 cm.

Orientador: Ricardo de Figueiredo Summa.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia, 2019.

Bibliografia: f. 73 – 75.

Ficha catalográfica elaborada pelo bibliotecário: Lucas Augusto Alves Figueiredo
CRB 7 – 6851 Biblioteca Eugênio Gudín/CCJE/UFRJ

Érique Fernandes Pereira de Moraes

Estimação de uma curva IS para o Brasil desde a implementação do Sistema de Metas de Inflação

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

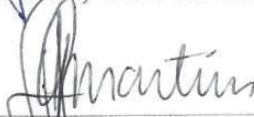
Aprovado em 27/08/2019



Ricardo de Figueiredo Summa
Orientador, Universidade Federal do Rio de Janeiro



Julia de Medeiros Braga
Coorientadora, Universidade Federal Fluminense



Ítalo Pedrosa Gomes Martins
Universidade Federal do Rio de Janeiro



Simone Fioritti Silva
Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro

Agradecimentos

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer ao meu companheiro Leonardo Cordeiro. Nos conhecemos no feriado de 7 de setembro de 2013 e desde então não nos separamos mais (já vai para 6 anos...como o tempo passa rápido). Não estava num momento muito bom no trabalho...não me sentia motivado com as minhas atividades e, de quebra, a área onde estava não me liberava para outra. Pensei em até pedir demissão e o Leo entrou na minha vida para trazer uma maior leveza e completude. Muito obrigado amor...por tudo...por todo o companheirismo e por me apoiar na realização deste sonho...Depois que nos conhecemos, as “coisas” começaram a mudar...Pode-se dizer que o percurso que agora se aproxima do fim se iniciou em fevereiro de 2016, quando comecei a estudar para o exame da ANPEC. Ao longo destes três anos e meio me senti muito apoiado por você...sempre me fazendo companhia nos finais de semana em que praticamente só saía do *home office* para comer...claro que houve momentos de *stress*, em especial no primeiro período em que as matérias obrigatórias demandaram muito esforço e não soube administrar o tempo requerido para cumprir as obrigações do mestrado com o necessário para termos momentos prazerosos como namorados...sei que priorizei o mestrado...mil desculpas...mas sobrevivemos...nesses três anos e meio passamos até por uma mudança, incluindo a administração de uma obra...foi uma loucura!!!! Mas sobrevivemos de novo...tenho certeza que continuaremos sobrevivendo as adversidades e contratempos...e que tudo o que passamos só fez a gente se fortalecer ainda mais enquanto um casal...Te amo e muito obrigado pelo seu apoio!!!

Gostaria de também agradecer à Petrobras por ser uma empresa que tem um programa corporativo que permite que seus funcionários façam pós graduação *stricto sensu* durante o horário de trabalho com o devido abono das horas necessárias para assistir às aulas e realizar todas as demais atividades requeridas pelo curso. No entanto, vale destacar que isto não seria suficiente se desde 2015 eu não estivesse numa área que incentiva o desenvolvimento dos seus funcionários, permitindo que ingressem nesse programa. Muito obrigado Gerência Executiva de Riscos Empresariais! Em especial, gostaria de agradecer ao meu ex gerente Antonio Gomes Moura que foi o gestor que autorizou que eu entrasse no programa, além da minha (agora) ex coordenadora Rebeca Pio, com quem tive o prazer de trabalhar mais proximamente nos últimos dois anos, que sempre me deu todo o apoio necessário para que eu cumprisse com as obrigações do mestrado. Rebeca, sou muito grato a você e foi uma honra ter sido o seu “braço direito” num momento em que o nosso processo perdeu tantas pessoas e sofreu muitas críticas (inclusive, internas)...mas perseveramos e tenho certeza que devido ao nosso trabalho de “formiguinha” as mais diversas áreas da empresa tem visto cada vez mais valor no processo que você gere. Você é muito especial, que merece todas as conquistas que já alcançou...te desejo muito sucesso e que tenhamos novamente a oportunidade de trabalharmos juntos!

Como não agradecer ao amigo que a área de Riscos me deu...Luiz Maia, muito obrigado por, especialmente, no primeiro período ter me “coberto” em algumas demandas para que eu pudesse ir assistir às aulas e monitorias (a carga horária no primeiro período foi bem pesada)...não apenas isso...quantas conversas sobre o mestrado e planos para o futuro...como era bom ter você fisicamente ao meu lado...e agora, na reta final, mesmo estando em outra área, leu minha dissertação...contribuindo com comentários que melhoraram muito a coesão do texto. Amigo, muito obrigado por tudo...você é uma pessoa fora de série...sempre te terei com muito carinho...conte comigo para sempre...te desejo muita saúde e conquistas...toda a felicidade para você, sua esposa Carol e seus filhos Miguel e Julia...que seus sonhos se realizem!

Outro presente da área de Riscos foi a Laura...Laurinha, você é uma joia na minha vida...te quero tão bem...me lembro como se fosse hoje você me incentivando a fazer todas as matérias no primeiro período...não deixar nenhuma para fazer depois que tudo daria certo...e no final deu mais do que certo...concluí o mestrado com 8 conceitos A e somente um B...Muito obrigado pelos nossos almoços...por estar sempre disponível para ouvir os meus problemas (foram bastantes desde que nos conhecemos...rsrsrs) e dar um conselho amigo...a seguinte expressão te define perfeitamente: pessoa do bem!!! Quero sua amizade para sempre...a sua presença faz bem a todos ao redor...te desejo muito sucesso e conquistas, além de muita saúde para seus filhos Bia e Be!!!

Gostaria de agradecer a todos os meus colegas de turma pelo convívio. Sei que tenho opiniões fortes e diferentes da maioria de vocês (talvez por uma questão geracional)...mas sempre me senti respeitado e querido por todos... Em especial, gostaria de agradecer ao Bruno Miller Theodosio e ao Manoel Lopes.

Brunão, “caramba”...eu não sabia que você tinha tanto carinho por mim a ponto de me convidar para ser seu padrinho de casamento...e não somente a mim, mas também o Leo que você nem conhecia pessoalmente...nós ficamos muito lisonjeados com o convite e você nos proporcionou um momento único em nossas vidas...definitivamente, ter entrado na igreja de mãos dadas com o Leo para apadrinhar o seu matrimônio com a Niedja foi um dos momentos mais emocionantes/marcantes da nossa história como casal e elevou o nosso relacionamento a um outro patamar...Muito obrigado por ter proporcionado este momento para a gente!!! Você é muito especial...uma pessoa sempre disponível a ajudar ao próximo sem esperar nada em troca (muito raro isso hoje em dia)...muito obrigado por ter sido a minha dupla nos trabalhos de Econometria 1... por ter me ajudado muito em todas as matérias que fizemos juntos (quantos áudios trocados via *WhatsApp*...rsrsrsr)...por ter sempre me ajudado prontamente (mesmo estando às vésperas da sua defesa e do seu casamento) a achar as minhas referências bibliográficas...enfim, muito obrigado pelo companheirismo durante o mestrado e por ter eternizado o vínculo entre nós por meio da cerimônia do seu casamento...sempre lembrarei daquele momento...Você merece tudo o que está acontecendo na sua vida...todas as conquistas...desejo muitas felicidades para você e sua esposa em Utah...tenho certeza que você tirará o máximo proveito do Doutorado e, quando chegar ao final, todo o sacrifício que você está fazendo agora (em especial, ter aberto mão da proximidade dos seus pais que, pelo que pude ver, te amam muito) terá valido a pena...nos vemos em breve meu amigo!

Muito obrigado Manel por toda a ajuda em rodar os modelos da minha dissertação...sem você, não teria conseguido...você mostrou-se um grande amigo...sempre

disponível para me atender...tirar as minhas dúvidas...nossa, como foi bom ter me aproximado ainda mais de você no final do mestrado...ter podido conhecer um pouco mais da sua história de vida...você é um guerreiro Manel...continue perseverando que tudo dará certo...muito sucesso para ti e conte comigo para sempre!

Gostaria de agradecer também ao meu orientador Ricardo Summa e à minha coorientadora Julia Braga. Professor Summa, muito obrigado por ter aceito me orientar já no final da etapa de elaboração do projeto...estava “perdido”, pois não consegui me adaptar ao orientador anterior...agradeço pelo tema sugerido, pois apesar de ter apenas “tangenciado” o meu desejo original de estudar Política Monetária e Inflação, tive a oportunidade de me desenvolver num campo tão importante da macroeconomia (que não teria me aprofundando caso você não tivesse o sugerido). Por meio desta dissertação, pude questionar, com base empírica, uma relação tão conhecida e amplamente aceita no estudo da macroeconomia, o que me deixou muito satisfeito...chego ao final do mestrado com a sensação de ter feito uma boa dissertação...e, indubitavelmente, isto só foi possível por conta da sua orientação...sempre disponível em mandar referências e em propor abordagens, além dos ótimos comentários que melhoram muito a qualidade do texto final!

Professora Julia, muito obrigado por ter aceito me coorientar neste trabalho. Sem a sua contribuição, creio que não teríamos chegado aos resultados empíricos encontrados. Muito obrigado por todo o tempo dispendido (com *feedbacks* quase instantâneos) e pela disponibilidade de, inclusive, ter se reunido comigo em sua residência (após ter voltado de uma viagem de férias) para fecharmos os últimos ajustes nos modelos empíricos. Se hoje estou feliz com o resultado final desta dissertação, a sua participação foi preponderante para isso!

Por fim, gostaria de agradecer a TODOS os funcionários e colaboradores do IE/UFRJ, desde os responsáveis pela limpeza até os funcionários da secretaria. São vocês que apesar de estarem mais no *backoffice*, permitem que o instituto seja uma casa de referência no ensino e estudo da economia, possibilitando que os professores produzam pesquisas de vanguarda e contribuam para o avanço da fronteira do conhecimento na economia. Faço um apelo para que vocês, apesar do corte de verbas e da possível proximidade de “tempos sombrios”, continuem resistindo e mantendo a nossa instituição “de pé”!

de Moraes, Érique. **Estimação de uma curva IS para o Brasil desde a implementação do Sistema de Metas de Inflação**. Rio de Janeiro, 2019. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019

Resumo

O objetivo principal desta dissertação é estimar uma curva IS para a economia brasileira a fim de avaliar se variações na taxa de juros real provocam efeitos estatisticamente significativos e de sinal contrário sobre o produto, conforme previsto pelo referencial teórico sobre o tema. Vale destacar que restringiu-se a análise ao período posterior à implementação do Sistema de Metas de Inflação no Brasil, já que, a partir daí, a autoridade monetária passou a utilizar a taxa de juros como o principal instrumento de controle inflacionário (via restrição de demanda). Um objetivo mais específico é buscar preencher um *gap* identificado na literatura empírica relativa à economia brasileira vis-à-vis a de outros países, que é a discussão de se no Brasil é possível verificar a ocorrência do fenômeno conhecido na literatura como *puzzle* da curva IS. Neste sentido, foram utilizados três modelos distintos para a estimação de uma curva IS para o Brasil com o intuito de avaliar em qual deles é possível obter indícios a favor de que a taxa de juros real seja, de fato, uma variável estatisticamente significativa para explicar as variações no hiato do produto. De acordo com os resultados das estimações, foi possível depreender que no caso da utilização das especificações *backward looking* (“padrão”) ou *forward looking* (em que a taxa de juros real *ex post* foi substituída pela *ex ante*), há evidências de que a taxa de juros real não provoca efeitos estatisticamente significativos (apesar de negativos) sobre o produto, ou seja, há evidências empíricas que corroboram a verificação do *puzzle* da curva IS na economia brasileira. Por outro lado, quando da utilização de uma especificação *backward looking* ampliada (em que outras variáveis, além das defasagens do hiato do produto e da taxa de juros real, foram utilizadas como regressores), foi possível verificar que movimentos na taxa de juros real provocam efeitos não apenas negativos, como também estatisticamente significativos sobre o produto (ou seja, nesta especificação o referido *puzzle* deixa de ser observado). Todavia, é ressaltado que o coeficiente estimado da taxa de juros real (ainda que significativo) é muito baixo, o que significa que a IS relativa à economia brasileira tende a ser vertical (denotando que o produto é pouco sensível a variações na taxa de juros). Além disso, foi observado que em todos os modelos avaliados as defasagens do hiato do produto são estatisticamente significativas para explicar os movimentos no hiato corrente; e não apenas isso, mas também que os coeficientes estimados destas defasagens são consideravelmente maiores em módulo que o coeficiente da taxa de juros real (mesmo considerando somente o modelo em que esta taxa é significativa). Isto permite concluir que o hiato corrente é mais sensível a variações nas suas próprias defasagens do que a variações na taxa de juros real. Por fim, decidiu-se por reestimar o modelo *backward looking* ampliada com a taxa de juros de longo prazo (em termos reais) no lugar da de curto prazo a fim de avaliar se a curva IS relativa ao Brasil é melhor especificada em função desta ou daquela taxa. Como o coeficiente estimado da taxa de juros de longo prazo mostrou-se não significativo estatisticamente e positivo (sinal contrário ao esperado, ao menos, intuitivamente), concluiu-se que a IS é melhor especificada em função da taxa de juros real de curto prazo.

Palavras-chave: Curva IS; Taxa de Juros Real; Produto.

de Moraes, Érique. **Estimação de uma curva IS para o Brasil desde a implementação do Sistema de Metas de Inflação**. Rio de Janeiro, 2019. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2019

Abstract

The main goal of this dissertation is to estimate an IS curve for the Brazilian economy in order to verify whether changes in the real interest rate cause negative and statistically significant effects on the aggregate demand and on the product level, as established in the specialized bibliography. It is important to point out that the present analysis encompasses only the period subsequent to the implementation of the Inflation Target System, once since then the monetary authority started to use the interest rate as the main tool for inflationary control (*via* demand restriction). More specifically, it aims to fill in a gap identified in the Brazilian empirical literature relative to other countries, which is the possibility of identifying in Brazil the phenomenon known as the “puzzle” of the IS curve. Henceforth, it was employed three distinct models to estimate an IS curve for the Brazilian economy in order to assess which of them would provide evidence that the real interest rate is, indeed, a statistically significant variable to explain variations of the product gap. According to the estimated results, when either the backward looking (standard) or forward looking (in which the *ex ante* real interest rate substitutes the *ex post*) specifications are used, there are evidences that the real interest rate does not cause statistically significant (although causes negative) effects on the product, *i.e.*, there are empirical evidences of the existence of the “puzzle” of the IS curve in the Brazilian economy. On the other hand, when the “amplified” backward looking specification (in which other variables than lags of the product gap and of the real interest rate were used as regressors) was used, it was found that movements of the real interest rate cause not only negative but also statistically significant effects on the product (*i.e.*, in such specification there is no more evidences for the “puzzle”). Nevertheless, the estimated coefficient of the real interest rate (although significant) is very low, which means that the IS of the Brazilian economy tends to be vertical (meaning that the product sensitivity to variations in the interest rate is low). Additionally, it was verified that in all models the lags of product gap are statistically significant to explain the moves of the current gap; and not only that, but also that the estimated coefficients of those lags are considerably wider in module than the coefficients of the real interest rate (even considering only the model in which this rate is significant). Therefore, the current gap is more sensitive to variations in its own lags than to variations of the real interest rate. At last, the “amplified” backward looking model was re-estimated using long-term interest rate instead of the short-term one, as to assess whether the IS curve for Brazil is best specified in this rather than in that rate. As the estimated coefficient of the long-term interest rate was positive and not statistically significant (as opposed to the intuitively forecasted), it can be concluded that the IS is best specified in function of the short-term real interest rate.

Keywords: IS Curve; Real Interest Rate; Product.

Sumário

Introdução	11
Capítulo 1 - Curva IS: uma revisão teórica	15
1.1 Curva IS: versão tradicional (síntese neoclássica)	15
1.2 Curva IS: versão microfundamentada	20
Capítulo 2 – Curva IS: uma revisão empírica	25
2.1 Curva IS: revisão da literatura empírica relativa a outros países	26
2.2 Curva IS: revisão da literatura empírica relativa ao Brasil	47
Capítulo 3 – Estimação de uma curva IS para o Brasil	56
3.1 Descrição das séries de dados	57
3.2 Análise Resultados Modelos Econométricos	62
3.2.1 Modelo 1: <i>Backward looking</i>	62
3.2.2 Modelo 2: <i>Forward looking</i>	64
3.2.3 Modelo 3: <i>Backward looking ampliado</i>	66
Conclusão	70
Bibliografia	73
Apêndice I - Métodos de Estimação do Produto Potencial	76
Anexo I - Gráficos relativos às trajetórias ao longo do tempo de cada uma das variáveis . 79	
Anexo II - Resultados modelo 1: <i>backward looking</i>	84
Anexo III - Resultados modelo 2: <i>forward looking</i>	86
Anexo IV - Resultados modelo 3: <i>backward looking ampliado</i>	87

Introdução

A curva IS, referencial teórico amplamente conhecido e um dos pilares no ensino da macroeconomia moderna, representa todas as combinações entre taxa de juros real e produto que equilibram o mercado de bens (o qual é atingido quando a demanda e a oferta agregada são iguais).

Os livros textos de macroeconomia apresentam esta curva como tendo inclinação negativa devido à hipótese teórica de que investimento e taxa de juros real são negativamente relacionados. Contudo, em derivações mais modernas, como a da escola Novo Keynesiana, argumenta-se que a inclinação negativa da curva IS é derivada da otimização, pelos agentes, das suas decisões de consumo ao longo do tempo (curva IS intertemporal).

Isto posto, convém ressaltar que o objetivo geral desta dissertação é estimar uma curva IS para a economia brasileira com o intuito de avaliar se variações na taxa de juros real provocam efeitos estatisticamente significativos e de sinal contrário sobre o produto, conforme referencial teórico. Cabe destacar que optou-se por restringir a análise ao período posterior à implementação do Sistema de Metas de Inflação¹ no Brasil (o que se deu em junho de 1999), pois a partir daí a autoridade monetária deixou de utilizar o regime de câmbio fixo como âncora dos preços, passando a utilizar a taxa de juros como o principal instrumento de controle inflacionário (via restrição da demanda).

¹ O Sistema de Metas de Inflação é uma forma de condução da política monetária adequada aos princípios macroeconômicos defendidos pelo Novo Consenso Macroeconômico; dentre eles, as expectativas racionais e a neutralidade da moeda sobre variáveis reais no longo prazo. Um dos seus principais elementos é o comprometimento institucional de que a estabilidade de preços é o objetivo primordial da política monetária. Além disso, tem-se que o sistema é baseado no entendimento de que a inflação é causada por choques de demanda e, por conta disso, a principal variável utilizada pela autoridade monetária para alcançar a estabilidade de preços é a taxa de juros (cujas elevações, de acordo com a supracitada hipótese de neutralidade da moeda no longo prazo, afetam somente o produto de curto prazo, desaquecendo a pressão sobre a capacidade produtiva potencial, sem; contudo, afetá-la).

Além disso, um objetivo específico deste trabalho é buscar preencher um *gap* identificado na literatura empírica relativa à economia brasileira em relação a de outros países (em especial, os que fazem parte do G7), que é a avaliação de se no Brasil é possível observar a ocorrência do fenômeno conhecido como *puzzle*² da curva IS.

Neste sentido, esta dissertação está estruturada em três capítulos (além desta introdução e de uma conclusão). No primeiro deles, é feita uma revisão teórica sobre o tema, onde são apresentados os pontos principais da curva IS, tanto de acordo com a versão tradicional (síntese neoclássica) quanto com uma versão microfundamentada (que baseia a derivação da curva na otimização do consumo ao longo do tempo). No segundo, é feita uma revisão sobre as tentativas empíricas de estimação desta curva, tanto com dados relativos ao Brasil quanto com de outros países (sendo neste último caso que o *puzzle* da curva IS é “colocado”). Por fim, no terceiro capítulo é, de fato, estimada uma curva IS para a economia brasileira. Em linha com a revisão bibliográfica empírica, em especial, a relativa a outros países, decidiu-se pela utilização de três modelos distintos para a referida estimação a fim de avaliar em qual tipo de especificação é possível obter indícios a favor de que a taxa de juros real seja, de fato, uma variável estatisticamente significativa para explicar as variações no produto.

De acordo com os resultados obtidos, tem-se que em especificações *backward looking* (“padrão”) ou *forward looking* (em que a taxa de juros real *ex post* foi substituída pela *ex ante*) há evidências a favor de que a taxa de juros real não provoca efeitos estatisticamente significativos (apesar de negativos) sobre o produto, ou seja, foi possível encontrar evidências empíricas que corroboram a verificação do *puzzle* da curva IS na economia brasileira. Contudo, quando da utilização de uma especificação *backward*

² Este termo, ao longo da dissertação, algumas vezes foi livremente traduzido para o “enigma” da curva IS.

looking ampliada (em que outras variáveis, além das defasagens do hiato do produto e da taxa de juros real, foram utilizadas como regressores), foi possível obter evidências empíricas a favor de que movimentos na taxa de juros real provocam não apenas efeitos negativos sobre o produto, como também estatisticamente significativos (ou seja, nesta especificação o referido *puzzle* deixou de ser observado). É válido ressaltar que apesar da referida “recuperação” da significância estatística da taxa de juros real, seu coeficiente estimado mostrou-se muito baixo, o que significa que a curva IS relativa à economia brasileira tende a ser vertical, denotando baixa sensibilidade do hiato do produto corrente a variações na taxa de juros.

Foi avaliado ainda se a IS relativa ao Brasil seria melhor especificada em função da taxa de juros de curto prazo ou de longo prazo. Neste sentido, reestimou-se o modelo ampliado utilizando a taxa de juros de longo prazo (em termos reais) no lugar da taxa de juros real *ex post*. Com base nos resultados encontrados, foi possível observar que o coeficiente estimado da taxa de longo mostrou-se não apenas não significativo em termos estatísticos, como também positivo (o que contradiz a intuição de que elevações na taxa de juros de longo prazo provocam efeitos adversos sobre o produto via, especialmente, encarecimento do crédito para investimentos de longo prazo). Sendo assim, chegou-se à conclusão de que a IS relativa ao Brasil é melhor especificada em termos da taxa de juros de curto prazo.

Por último, vale destacar que foi verificado que na economia brasileira as defasagens do hiato do produto são relevantes para explicar os movimentos no hiato corrente, dado que nos três modelos avaliados as referidas defasagens mostraram-se estatisticamente significativas. Além disso, observou-se que o módulo dos coeficientes das defasagens são consideravelmente maiores que o módulo do coeficiente da taxa de juros real (mesmo considerando somente o modelo 3, em que este último coeficiente é

significativo), o que permite depreender que o hiato do produto corrente é mais sensível a variações nas suas defasagens do que a variações na taxa de juros real (o que corrobora a supracitada afirmação de baixa sensibilidade do produto a taxa de juros).

Capítulo 1 - Curva IS: uma revisão teórica

Como o objetivo principal desta dissertação é estimar uma curva IS para a economia brasileira após a adoção do Sistema de Metas de Inflação, o que será feito no capítulo 3, o presente capítulo se propõe a apresentar a teoria sobre esta curva e a relação entre taxa de juros real e produto.

Neste sentido, o capítulo foi dividido em duas seções, em que na primeira é apresentada a versão tradicional da curva IS (de acordo com a visão da síntese neoclássica, a qual se mantém em alguns autores) e na segunda uma versão microfundamentada. Ao final desta seção, é feito ainda um comparativo entre as duas versões apresentadas.

1.1 Curva IS: versão tradicional (síntese neoclássica)

Faz-se mister iniciar a revisão teórica sobre curva IS de acordo com as postulações de Hicks (1937), o grande expoente da síntese neoclássica. Segundo o autor, a referida curva mostra a relação que deve ser mantida entre o produto e a taxa de juros real a fim de que o investimento (I) se iguale à poupança (S).

Hicks salienta que para a determinação de I são necessárias duas equações. A primeira delas indica que o montante de investimento (considerado como demanda de capital) depende não somente da taxa de juros real (r), como também da renda (Y); de tal forma que: $I = c(r, Y)$, onde c corresponde à eficiência marginal do capital presente na obra de Keynes³. A segunda equação refere-se à igualdade entre investimento e poupança, de acordo com a seguinte expressão: $I = S(r, Y)$, pela qual fica estabelecido que a

³ De acordo com Keynes (1936), a eficiência marginal do capital depende de dois outros conceitos, a saber: renda esperada do investimento e custo de reposição do capital (ou preço de oferta do bem de capital). O primeiro deles corresponde ao fluxo de renda que o investidor espera obter em decorrência do investimento e o segundo ao preço que induz um fabricante a produzir uma unidade adicional de capital. Posto isso, Keynes define a eficiência marginal do capital como sendo a taxa de desconto que iguala o valor presente dos fluxos de anuidades das rendas esperadas do capital ao custo de reposição do capital.

poupança também depende da taxa de juros real e da renda. Vale ressaltar ainda que o autor argumenta que incluiu a renda na primeira equação⁴ porque considera que existem boas razões para crer que um aumento na demanda por bens de consumo oriundo, por exemplo, do aumento no número de empregos, provocará, de maneira geral, um aumento direto no investimento (pelo menos enquanto durarem as expectativas de que a demanda continuará mais alta).

Com base no exposto acima, o autor afirma que “generaliza” a Teoria Geral de Keynes da seguinte maneira: admitindo-se, inicialmente, uma determinada renda total, traça-se: (i) uma curva que reflete a eficiência marginal do capital para a renda dada (demanda por investimentos) e (ii) uma outra curva que representa a oferta de poupanças para este mesmo nível de renda. Segundo Hicks, o ponto de interseção entre as duas curvas determina a taxa de juros que torna as poupanças iguais aos investimentos (para o nível de renda determinado), denominando esta taxa por taxa de juros para investimento (no sentido de ser a taxa de juros para decisões de investimento, sendo, de fato, a taxa de juros de longo prazo).

Antes de prosseguir, cabe destacar que as derivações da curva IS de acordo com a síntese neoclássica são baseadas na hipótese teórica de que investimento e taxa de juros real são negativamente relacionados, a qual deriva do fato da produtividade marginal do capital ser decrescente. Segundo Mankiw (2003), esta produtividade é definida como o benefício real de uma unidade adicional de capital, ou seja, é a produção extra que se obtém com o emprego de mais uma unidade de capital. De acordo com o autor, à medida que a quantidade de capital de uma empresa aumenta, a produtividade marginal do capital

⁴ Keynes, em sua Teoria Geral, apresenta a primeira equação somente em função da taxa de juros.

diminuiu, pois quanto mais capital, menor será o benefício (em termos de aumento da produção) decorrente da utilização de uma unidade adicional de capital.

Posto isso, ainda segundo Mankiw, a decisão de uma empresa em aumentar o seu estoque de capital ou deixá-lo depreciar depende da comparação entre a produtividade marginal do capital e o custo do capital. Se o primeiro supera o segundo, é vantajoso para a empresa aumentar a quantidade de capital instalado; caso contrário, as empresas optam por reduzir sua quantidade de capital (deixá-lo depreciar). Desta maneira, dada uma diminuição da taxa de juros real (o que reduz o custo de capital), as empresas terão incentivos para acumularem mais capital. De forma análoga, dado um aumento da taxa de juros real (o que eleva o custo de capital), as empresas não terão incentivos para investir mais (deixando o estoque de capital existente depreciar). Sendo assim, tem-se que a relação entre investimento e taxa de juros real é negativa.

Em Blinder (1997), a curva IS representa uma relação funcional entre o produto real e a taxa de juros real que deriva dos determinantes do gasto total como, por exemplo, renda, riqueza, taxas de juros, orçamento do governo etc. O autor menciona que uma variedade de teorias destacam que os investimentos empresariais são a principal fonte da elasticidade dos gastos em relação aos juros, ressalvando; no entanto, que a evidência empírica da sensibilidade dos investimentos às taxas de juros é, no mínimo, controversa. Apesar disso, nos diz que observações históricas e algumas pesquisas empíricas suportam o argumento de que taxas de juros reais mais altas levam a gastos menores, ou seja, de que a IS é negativamente inclinada.

Segundo Taylor (2000), a curva IS é apresentada de acordo com a seguinte expressão: $h = -dr + u$, em que h é o hiato do produto (medido em termos de desvio do

produto real em relação ao potencial⁵), r é a taxa de juros real e u é um termo de erro⁶. O referido autor destaca que a curva IS descreve como uma taxa de juros real mais alta deprime a demanda por bens e serviços na economia. De acordo com Taylor, a equação supracitada pode ser derivada tanto por meio da condição de primeira ordem de um problema de maximização intertemporal (o que inclui uma defasagem do produto no lado direito da equação) quanto por meio da utilização do diagrama relativo à cruz Keynesiana (no qual a linha relativa aos gastos agregados se desloca para baixo com uma taxa de juros real mais alta). O autor conclui, contudo, que a maioria dos alunos se satisfazem com a explicação intuitiva de que taxas de juros reais mais altas desencorajam investimentos, consumo e exportações líquidas (por conta da apreciação cambial resultante) e, conseqüentemente, reduzem a demanda por bens e serviços.

De acordo com Snowdon e Vane (2005), a curva IS representa todas as combinações entre taxa de juros real e produto que fazem com que o mercado de bens esteja em equilíbrio, o qual é atingido quando a demanda e a oferta agregada são iguais ($Y \equiv C + I$)⁷. Os autores destacam que a designação curva IS deriva da referida condição de equilíbrio, em que o investimento (“investment”, I) é igual à poupança (“saving”, S)⁸.

Ressaltam também que, dada a assunção da hipótese de que o investimento é inversamente relacionado com a taxa de juros, a inclinação da curva IS é negativa. Sendo assim, tudo o mais constante, quedas na taxa de juros causam aumentos no investimento, resultando num maior nível de renda. Esclarecem ainda que a inclinação da curva depende

⁵ O produto potencial é, geralmente, definido como a capacidade de oferta da economia com pleno emprego dos fatores de produção (capital e trabalho), ou seja, é a capacidade de produção máxima de uma economia que não gera pressões inflacionárias. Vale destacar que o produto potencial não é uma variável observada; mas sim, estimada. Para uma breve revisão dos diferentes métodos que podem ser empregados na estimação do produto potencial, vide apêndice 1.

⁶ Como, por exemplo, um choque nas exportações ou na política fiscal.

⁷ Considerando uma economia fechada e sem governo.

⁸ Dado que a poupança é definida com a renda não consumida, tem-se, a partir da condição de equilíbrio, que $Y - C \equiv I \Rightarrow S \equiv I$.

da elasticidade dos investimentos em relação à taxa de juros e do valor do multiplicador Keynesiano, que será derivado, em termos algébricos, mais adiante.

A fim de robustecer a apresentação teórica da curva IS, cabe, neste momento, a seguinte citação de Romer (2018, p. 1):

The curve shows the relationship between the real interest rate and equilibrium output in the goods market. An increase in the interest rate reduces planned investment. As a result, it reduces planned expenditure at a given level of output. Thus the planned expenditure line in the Keynesian cross diagram shifts down, and so the level of output at which planned expenditure equals output falls. This negative relationship between the interest rate and output is known as the IS curve.

Voltando a ter como referência Snowdon e Vane (2005), tem-se que a demanda agregada (Y) é composta por três componentes, a saber: um autônomo (A); um que depende da renda (cY), em que c representa a propensão marginal a consumir; e um sensível à taxa de juros real (dr), onde d equivale à sensibilidade do investimento a esta taxa. Desta forma, tem-se que $Y = A + cY - dr$, ou seja, a demanda agregada é positivamente relacionada com a parcela autônoma e com a que depende da renda; e negativamente relacionada com o componente sensível à taxa de juros (em linha com a já referida assunção de que o investimento e a taxa de juros são negativamente relacionados). Sendo assim, lançando mão de uma álgebra simples, é fácil perceber que

$$Y - cY = A - dr \Rightarrow Y(1 - c) = A - dr \Rightarrow Y = \left[\frac{1}{1-c} \right] [A - dr] \quad (I),$$

sendo a última expressão a representação algébrica tradicional (de acordo com a síntese neoclássica) da curva IS (onde o termo $\left[\frac{1}{1-c} \right]$ equivale ao anteriormente mencionado multiplicador Keynesiano)⁹, a qual corrobora a afirmação de que a IS é negativamente inclinada.

⁹ Caso o consumo do governo tivesse sido incluído no modelo, a representação algébrica da curva IS seria: $Y = \left[\frac{1}{1-c(1-t)} \right] [A - dr]$, em que t representa a carga tributária ($t = \frac{T}{Y}$).

1.2 Curva IS: versão microfundamentada

Segundo Clarida, Galí e Gertler (1999), este arcabouço teórico relaciona o hiato do produto com a taxa de juros real de maneira inversa, conforme a seguinte expressão:

$$h_t = -\beta[i_t - E_t\pi_{t+1}] + E_t h_{t+1} + u_t \quad (2),$$

onde h é o hiato do produto, i é a taxa de juros nominal, π é a taxa de inflação e u_t pode ser entendido como um choque de demanda¹⁰. Esta especificação pode ser considerada uma primeira versão intertemporal da curva IS, em que o hiato do produto corrente depende positivamente da expectativa do hiato para o próximo período (a expectativa de um produto maior no futuro leva à expectativa de um maior consumo no futuro, o que faz com que os indivíduos queiram consumir mais no presente, aumentando o produto hoje – comportamento dos indivíduos de suavização do consumo ao longo do tempo) e negativamente da taxa de juros real *ex ante*¹¹ (quanto maior a taxa de juros hoje, maior o prêmio recebido pelo indivíduo para diminuir o seu nível de consumo hoje a fim de aumentar o seu consumo no futuro - substituição intertemporal do consumo).

É conveniente ressaltar que a grande diferença entre a versão da curva IS apresentada em Clarida, Galí e Gertler (1999) e as versões da seção anterior é a introdução na especificação desta curva de variáveis explicativas de cunho expectacional; no caso, o hiato do produto e a taxa de inflação esperados para o próximo período.

Em Woodford (2003), o caráter intertemporal da curva IS é reforçado pela afirmação de que esta curva, num modelo de equilíbrio intertemporal, deve ser vista como

¹⁰ Segundo os autores, $u_t = \alpha u_{t-1} + \hat{u}_t$, em que $0 \leq \alpha \leq 1$ e \hat{u}_t é i.i.d. com média zero e variância constante.

¹¹ Diferença entre a taxa de juros nominal corrente e a expectativa corrente da taxa de inflação para o próximo período.

análoga à equação de Euler¹², a qual relaciona, em todos os períodos, as trajetórias de equilíbrio do gasto real agregado (Y_t) e do índice de preços (P_t) de acordo com a seguinte expressão:

$$1 + i_t = \beta^{-1} \left\{ E_t \left[\frac{u_c(Y_{t+1} - G_{t+1}; \xi_{t+1})}{u_c(Y_t - G_t; \xi_t)} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \right\}^{-1} \quad (3),$$

em que i_t é a taxa de juros nominal de um período (controlada pela autoridade monetária) e G_t representa as compras reais do governo. Segundo o autor, a condição de equilíbrio referida acima é resultado da otimização das famílias do momento em que realizam seus gastos.

Posto isso, Woodford argumenta que como a equação de Euler determina o nível da demanda real agregada associada a uma determinada taxa de juros real, acaba determinando, conseqüentemente, o nível de produto de equilíbrio associado a uma dada taxa real de juros, pois, neste modelo, o produto é determinado pela demanda.

O autor comenta ainda que geralmente é útil expressar a curva IS em termos de desvio das variáveis em relação aos seus níveis naturais. Desta forma, define o hiato do produto como sendo $h_t \equiv Y_t - Y_t^n$ (em que Y_t^n é o produto natural ou potencial) e apresenta a IS intertemporal de acordo com a seguinte expressão:

$$h_t = E_t h_{t+1} - \sigma(i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n) \quad (4),$$

em que r_t^n é a taxa de juros natural (taxa de juros real consistente com o produto no seu nível potencial e, conseqüentemente, com inflação estável).

¹² Woodford (2003, p.242) destaca que “*The analogy between this equilibrium relation and the IS curve is stressed in particular in Woodford (1994a, 1996), Kerr and King (1996), Bernanke and Woodford (1997), and McCallum and Nelson (1999a).*” Todavia, convém ressaltar que o autor comenta que na equação de Euler não é feita menção aos gastos com investimento, o que é uma diferença entre as duas relações.

Por fim, cabe destacar que, de acordo com o autor, a vantagem mais importante da equação de Euler em relação às especificações mais simples da curva IS (conforme seção anterior) é que a primeira implica que não somente a taxa de juros real de curto prazo corrente importa para a determinação da demanda agregada, mas também as taxas reais futuras esperadas¹³.

Romer (2012) deriva a curva IS Novo Keynesiana assumindo que o tempo é discreto e que o produto é função apenas do trabalho ($Y = F(L)$, sendo a produtividade marginal do trabalho decrescente). Convém mencionar que governo e comércio internacional não estão presentes no modelo do autor, o que somado à assunção de que não há capital, implica na igualdade entre consumo e produto agregados¹⁴.

Adicionalmente, é válido destacar que Romer relaciona consumo presente e futuro de acordo com a seguinte equação:

$$C_t^{-\theta} = (1 + r_t)\beta C_{t+1}^{-\theta} \quad (5),$$

que é equivalente à

$$\ln C_t = \ln C_{t+1} - \frac{1}{\theta} \ln[(1 + r_t)\beta] \quad (6).$$

Como consumo e produto agregados são iguais (e sabendo que para valores pequenos de r , $\ln(1 + r) \approx r$ e que o número de famílias foi normalizado para 1), a expressão anterior pode ser reescrita da seguinte forma:

¹³ De acordo com o autor, o papel das taxas futuras pode ser visto com maior clareza por meio de uma log-linearização da equação de Euler, a qual assume a seguinte forma: $\hat{\lambda}_t = \hat{r}_t + E_t \pi_{t+1}$, em que $\hat{\lambda}_t \equiv \log\left(\frac{1+i_t}{1+i}\right)$ e $\pi_t \equiv \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$.

¹⁴ O autor assume também que há um número fixo de famílias que vivem infinitamente, as quais obtêm utilidade a partir do consumo (C_t) e da manutenção de saldos monetários reais $\left(\frac{M_t}{P_t}\right)$; e desutilidade a partir do trabalho (L_t). Desta maneira, a função objetivo representativa das famílias é dada por: $\mathcal{U} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[U(C_t) + \Gamma \left(\frac{M_t}{P_t}\right) - V(L_t) \right]$, com $0 < \beta < 1$, utilidades marginais do consumo e da manutenção dos saldos monetários reais decrescentes e desutilidade marginal do trabalho crescente.

$$\ln Y_t = \ln Y_{t+1} - \frac{1}{\theta} \ln r_t \quad (7),$$

em que o termo constante $-(1/\theta) \ln \beta$ foi suprimido. A equação (7), de acordo com o autor, é conhecida como curva IS Novo Keynesiana.

Cabe dizer que o próprio Romer ressalta que a diferença principal entre esta versão da curva IS e a tradicional é a presença do termo Y_{t+1} do lado direito da equação, o qual, sob incerteza, pode ser substituído por $E_t[\ln Y_{t+1}]$ mais uma constante. Salienta também que na curva IS Novo Keynesiana, assim como na versão tradicional, está presente a relação inversa entre a taxa de juros real r_t e o produto agregado Y_t .

Ainda é válido acrescentar que, de acordo com Romer (2012, p. 353), “*the variables should be interpreted as differences from their steady-state or trend values.*”. Sendo assim, tem-se que a curva IS Novo Keynesiana também pode ser escrita de acordo com a seguinte expressão:

$$y_t = E_t[y_{t+1}] - \frac{1}{\theta} r_t + u_t^{15} \quad (8).$$

Para concluir, cabe a seguinte citação de Romer (2012, p. 262):

The ideas captured by the new Keynesian IS curve are appealing and useful: increases in the real interest rate reduce the current demand for goods relative to future demand, and increases in expected future income raise current demand.

Desta forma, levando em consideração as revisões bibliográficas relativas à curva IS em sua versão tradicional e microfundamentada, pode-se afirmar que a principal semelhança entre elas é o fato de relacionarem a taxa de juros real e o produto de maneira inversa.

¹⁵ Em que o termo de erro u_t segue um processo autorregressivo de ordem 1, ou seja, $u_t = \rho u_{t-1} + e_t$ (sendo e_t um ruído branco).

No que concerne às diferenças, pode ser destacada a presença de termos *forward looking* na versão com microfundamentos (caráter intertemporal), a qual pressupõe que os agentes sejam prospectivos, isto é, “olhem para frente” ao tomarem as suas decisões de gastos hoje. Além disso, cabe ressaltar que, de acordo com esta versão, o produto (ou o hiato do produto) não é função apenas da taxa de juros real (como ocorre na versão tradicional), mas também da expectativa do produto (ou do hiato do produto) para o próximo período. É oportuno mencionar ainda que a ênfase das derivações apresentadas da IS com microfundamentos é a otimização do consumo intertemporal das famílias, enquanto a da versão tradicional é a relação negativa entre taxa de juros e investimento.

Sendo assim, pode-se concluir que há razões teóricas que fundamentam a relação negativa entre taxa de juros real e produto tanto por meio da relação (negativa) entre esta taxa e o investimento quanto por meio da otimização do consumo intertemporal. Neste sentido, a seguinte citação de Blinder (1997, p. 240) é cabível:

Thus one has a paradox: while the interest sensitivity of business investment spending is subject to doubt, the IS relationship between aggregate demand and interest rates appears to be there...In practice, however, I suspect that the slope of the IS curve may have more to do with homebuilding and consumer durables (especially automobiles) than with business investment. In a word, 30 years after Hicks, the IS curve still needs work.

Capítulo 2 – Curva IS: uma revisão empírica

O objetivo deste capítulo é apresentar trabalhos empíricos que estimam uma curva IS. Na primeira seção, são apresentados os trabalhos cujos dados referem-se a outros países (em especial, economias do G7). Já, na segunda, o foco é a apresentação dos trabalhos empíricos relativos à economia brasileira.

Ao final da primeira seção, poder-se-á perceber que, em geral, o “racional” empregado nos artigos relativos a outros países é a estimação de diferentes modelos que podem ser utilizados na especificação de uma curva IS. O objetivo destas estimações é avaliar qual modelo apresenta os resultados mais aderentes ao referencial teórico, ou seja, avaliar por meio de que tipo de especificação é possível encontrar uma relação negativa e estatisticamente significativa entre a taxa de juros real e o produto. Além disso, é conveniente ressaltar que os diferentes autores destacam que na maioria das especificações do tipo “padrão”¹⁶ não é possível verificar a referida relação (negativa e estatisticamente significativa), resultado que ficou conhecido como *puzzle* da curva IS. Uma vez apresentado o *puzzle*, o foco dos artigos passa a ser a identificação das suas possíveis causas (ou a sua “resolução”) por meio da estimação de modelos alternativos.

No que concerne à literatura empírica relativa ao Brasil, será possível observar, primeiramente, que não é muito vasta, tendo sido encontrado somente 4 trabalhos cujo objetivo é estimar uma curva IS para a economia brasileira. Além disso, depreender-se-á que, diferentemente da literatura relativa a outros países, os artigos relativos ao Brasil não fazem qualquer menção ao *puzzle* da curva IS (nem quando obteve-se como resultado a não significância estatística da taxa de juros real para explicar os movimentos no

¹⁶ Que utilizam como regressores (exclusivamente) algumas defasagens do hiato do produto e uma defasagem da taxa de juros real *ex post*.

produto), discussão que encontra-se na fronteira do conhecimento quando da estimação desta curva.

2.1 Curva IS: revisão da literatura empírica relativa a outros países

Antes de iniciar a revisão da literatura empírica, cabe mencionar que adotou-se uma notação única para a revisão dos diferentes autores (tanto os que utilizam dados relativos a outros países quanto os que utilizam dados relativos ao Brasil). Isto é, as mesmas variáveis serão representadas pelas mesmas letras, independentemente do artigo que estiver sendo apresentado.

Em Rudebusch e Svensson (1998, 2002) é adotada a seguinte especificação para a curva IS:

$$h_{t+1} = \beta_1 h_t + \beta_2 h_{t-1} + \beta_3 (\bar{i}_t - \bar{\pi}_t) + \eta_{t+1} \quad (9),$$

em que o hiato do produto é definido como o hiato relativo percentual entre o PIB real corrente (y_t) e o potencial (y_t^*)¹⁷, isto é, $100 \frac{(y_t - y_t^*)}{y_t^*}$; \bar{i}_t é a média de quatro trimestres da taxa de juros dos títulos americanos (*federal funds rate*), ou seja, $\bar{i}_t = \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 i_{t-j}$, onde i_t é a média trimestral da referida taxa de juros em percentual ao ano; (iii) e $\bar{\pi}_t$ é a média (também de quatro trimestres) da inflação ($\bar{\pi}_t = \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}$)¹⁸. Ressalvam ainda que o termo η_{t+1} é uma representação do mecanismo de transmissão monetária, isto é, neste termo estão incorporadas as seguintes variáveis: taxa de juros nominal (como, por exemplo, taxas de financiamento imobiliário), taxas de juros reais *ex ante* de curto prazo e de longo prazo, taxas de câmbio e quantidade de crédito direto.

¹⁷ Os autores mencionam que a séria relativa ao produto potencial foi obtida por meio do “Congressional Budget Office”.

¹⁸ Dada a forma de calcular $\bar{\pi}_t$, pode-se inferir que os autores adotam uma especificação *ex post* da taxa de juros real.

Convém mencionar que em suas estimações os autores utilizam o método dos mínimos quadrados ordinários e que a amostra de dados é relativa à economia norte-americana, variando de 1961 a 1996. De acordo com os resultados obtidos, concluem que a relação entre a taxa de juros real e o hiato do produto é negativa (sinal do coeficiente da taxa de juros estimado de acordo com o esperado pela teoria) e estatisticamente significativa.

A fim de especificar uma curva IS para o Reino Unido, Nelson (2001) adota como referência o modelo de Rudebusch e Svensson (1998). Neste sentido, utilizando dados de 1958 a 2000, o autor obtém a seguinte estimação:

$$h_t = -0,0002 + 0,85h_{t-1} + 0,03h_{t-2} + 0,02 \left(\left[\frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 i_{t-j-1} \right] - \Delta_4 \pi_{t-1} \right) \quad (10).$$

De acordo com os resultados encontrados, pode-se perceber que o coeficiente da taxa de juros real é positivo, ou seja, o sinal estimado é contrário ao esperado e que, além disso, é não significativo em termos estatísticos¹⁹, o que contraria os resultados obtidos por Rudebusch e Svensson em seu modelo para a economia norte-americana.

Diante da divergência entre os resultados encontrados, Nelson (2001) restringe a amostra de dados entre 1980 e 2000, obtendo a seguinte estimação:

$$h_t = -0,004 + 1,32h_{t-1} - 0,40h_{t-2} + 0,08 \left(\left[\frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 i_{t-j-1} \right] - \Delta_4 \pi_{t-1} \right) \quad (11).$$

Todavia, como pode ser observado, o coeficiente estimado da taxa de juros real tornou-se ainda mais positivo e, desta vez, estatisticamente significativo²⁰. Sendo assim, tem-se que ao restringir a amostra às duas últimas décadas do século XX, Nelson obtém

¹⁹ Erro padrão de 0,019, que resulta numa estatística calculada de aproximadamente 0,79, o que não permite rejeitar a H_0 de que o coeficiente seja igual a zero.

²⁰ Erro padrão de 0,031, o que corresponde a uma estatística calculada de aproximadamente 2,65, o que permite rejeitar a H_0 de que o coeficiente seja igual a zero.

resultados ainda mais díspares daqueles obtidos por Rudebusch e Svensson, referindo-se a esta contradição como IS *puzzle*. Na sequência do artigo, o autor foca em apresentar algumas possíveis explicações para o “enigma” da curva IS, as quais encontram-se sumarizadas a seguir.

As duas primeiras explicações baseiam-se na omissão de variáveis na especificação da demanda agregada, sendo a primeira delas a taxa de câmbio real e a segunda o produto externo. No que tange ao câmbio; todavia, o próprio autor admite que ao incluí-lo em um outro trabalho de sua autoria, obteve efeitos muito pequenos sobre a estimação do coeficiente da taxa de juros real, o qual permaneceu positivo. Quanto ao produto externo, observa que a inclusão dos *lags* 0 a 4 do logaritmo do produto dos EUA na equação relativa à demanda agregada do Reino Unido não resolve o *puzzle*.

Outra explicação dada pelo autor é que na amostra utilizada as variações na taxa de juros real foram dominadas pela acentuada queda na média desta variável entre as décadas de 1980 e 1990, a qual foi maior no Reino Unido do que nos EUA. Segundo o autor, esta queda pode refletir um declínio no valor de *steady-state* da taxa de juros real “natural” ou um prêmio de risco mais alto nos anos de 1980 (talvez devido à baixa credibilidade da política monetária antes da adoção do sistema de metas de inflação). O autor argumenta que ambos os efeitos podem significar que a política monetária não era tão “apertada” nos anos de 1980, sendo difícil determinar confiavelmente os efeitos desta política sobre o produto.

Além disso, Nelson comenta que a equação utilizada no modelo de Rudebusch e Svensson para especificar a demanda agregada não é estrutural devido ao fato de na economia haver comportamentos do tipo *forward looking*. O autor explica seu ponto argumentando que se as decisões de gastos do setor privado são baseadas na maximização

da utilidade; então, a equação representativa da IS deve incluir não somente os *lags* do produto (como em Rudebusch e Svensson), mas também o produto futuro esperado.

Por último, convém destacar que o autor observa que, na opinião dele, a explicação mais promissora para o “enigma” da IS é que os retornos de outros ativos são relevantes para o produto. De acordo com Nelson, se há retornos de ativos correlacionados com a taxa de juros real de curto prazo, sua exclusão da regressão representativa da IS irá produzir estimativas não confiáveis do coeficiente da taxa de juros real. O autor ilustra seu argumento expondo que há trabalhos que encontram que os preços dos imóveis residenciais são altamente significativos na estimação de uma curva IS para o Reino Unido, além do fato de que a inclusão desta variável no modelo torna o coeficiente da taxa de juros real negativo (sinal de acordo com o esperado). Adicionalmente, comenta que em outro trabalho de sua autoria, encontra que o crescimento real da base monetária é altamente significativo em termos estatísticos quando adicionado à especificação de Rudebusch e Svensson. Destaca ainda que este resultado é consistente com o argumento de que o crescimento da base monetária sumariza os efeitos dos retornos de ativos sobre a demanda agregada.

Em Fuhrer e Rudebusch (2004), é adotada uma especificação híbrida (que combina tanto elementos defasados, ou *backward looking*, quanto *forward looking*) para estimar o hiato do produto, de acordo com a seguinte expressão:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 E_{t-\tau} h_{t+1} - \beta_4 E_{t-\tau} \left[\frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} (i_{t+j+m} - \pi_{t+j+m+1}) \right] + u_t \quad (12),$$

em que alguns pontos merecem ser destacados, conforme a seguir: (i) as expectativas em relação ao hiato do produto e à taxa de juros real podem ser formadas em momentos diferentes no tempo, com o parâmetro τ “controlando” o momento em que se dá a

formação destas expectativas²¹; (ii) há possibilidade de influência de taxas de juros reais defasadas (por exemplo, a taxa real do tempo $t - 1$ terá importância quando $m = -1$); e (iii) há o uso de taxas de juros de longo prazo com o parâmetro k determinando a duração da taxa de juros real *ex ante*.

Convém mencionar que os autores estimaram os parâmetros da equação acima tanto pelo método da máxima verossimilhança quanto pelo dos momentos generalizados, utilizando dados trimestrais de 1966 a 2000. Além disso, adotaram como *proxy* para a taxa de juros nominal i_t a média trimestral da taxa (*overnight*) dos *federal funds*, expressa em percentual ao ano; como *proxy* para a inflação π_t o logaritmo da mudança (anualizada) no índice de preços, de tal modo que $\pi_t = 400 (\ln P_t - \ln P_{t-1})$; e, finalmente, como *proxy* para o hiato do produto o logaritmo da diferença entre o PIB real e uma medida de produto potencial²² multiplicado por 100.

No que tange aos resultados encontrados de acordo com o método de máxima verossimilhança, tem-se que, segundo os autores, os coeficientes dos termos relativos ao hiato do produto defasado (β_1 e β_2) são altamente significativos em termos estatísticos para todas as especificações. Todavia, no que se refere ao coeficiente do hiato do produto esperado (β_3), os autores observam que os resultados das estimações são mistos, dado que este coeficiente mostrou-se estatisticamente significativo em menos da metade dos casos avaliados (em 15 de 33). Ressaltam ainda que em muitos dos casos nos quais foram obtidas as maiores estimativas de β_3 , foram observadas estimativas imprecisas ou

²¹ Os autores destacam que as estimativas foram feitas considerando $\tau = 0$ e $\tau = 1$.

²² Foram utilizadas 5 medidas diferentes do produto potencial, a saber: (1) filtro de Hodrick-Prescott (HP) do logaritmo do PIB real; (2) filtro de banda unilateral (“a one-sided band pass”, designado por BP) do logaritmo do PIB real; (3) uma tendência linear determinística segmentada (Seg.) do logaritmo do PIB real; (4) uma tendência determinística quadrática (Quad.) do logaritmo do PIB real; e (5) a estimativa oficial do produto potencial feita pelo “Congressional Budget Office” (CBO).

economicamente negligenciáveis do parâmetro β_4 (coeficiente relativo à expectativa da taxa de juros real), o que fez com que os autores chegassem à conclusão de que há uma clara relação negativa entre os tamanhos das estimativas dos parâmetros β_3 e β_4 .

Quanto aos resultados obtidos por meio do método dos momentos generalizados, os autores afirmam que, assim como no método anterior, os coeficientes β_1 e β_2 são altamente significativos em termos estatísticos em todas as especificações. No que cabe ao parâmetro β_3 , ressaltam que as estimativas encontradas são uniformemente maiores que as do método de máxima verossimilhança. Ressalvam ainda que, assim como observado quando da utilização do primeiro método, maiores estimativas de β_3 são acompanhadas por estimativas muito baixas de β_4 , além do fato de que grande parte das estimativas deste último parâmetro são positivas (sinal diferente do esperado). Posto isso, os autores afirmam que o método dos momentos generalizados não é aderente à especificação da demanda agregada utilizada por eles, em especial devido à ausência de um efeito significativo da taxa de juros real sobre o produto.

Goodhart e Hofmann (2005) destacam que, de acordo com o modelo Novo Keynesiano, a curva IS representa a equação de consumo intertemporal de Euler, sendo puramente *forward looking*, relacionando o hiato do produto ao hiato do produto esperado e à taxa de juros real *ex ante*. Todavia, ressaltam que, em aplicações empíricas, especificações do tipo *backward looking* são geralmente preferidas por conta das respostas defasadas e persistentes do produto às medidas de política monetária.

Isto posto, os autores mencionam que em alguns estudos (com dados relativos aos EUA e ao Reino Unido) não é encontrado um efeito estatisticamente significativo da taxa de juros real sobre o produto, denominando este resultado de IS *puzzle*, assim como em Nelson (2001). Neste sentido, o objetivo principal do artigo é avaliar a relevância

empírica dos possíveis motivos que podem fazer com que este resultado aconteça, os quais, de acordo com os autores, são: (i) viés de simultaneidade entre taxa de juros real e hiato do produto que surge de uma política monetária *forward looking*; (ii) má especificação do modelo decorrente da omissão de variáveis *forward looking*; e (iii) má especificação devido à omissão de variáveis relevantes para explicar a demanda agregada.

Goodhart e Hofmann comentam que a primeira causa invalidaria qualquer tentativa de estimação empírica de uma curva IS (destacam; no entanto, que não há evidências empíricas suficientes para acreditar que esta seja uma explicação plausível). Quanto às duas últimas causas potenciais, os autores destacam que o “enigma” poderia ser resolvido por meio da escolha de especificações alternativas para a curva IS.

Antes de avaliar as possíveis causas para o *puzzle*, os autores avaliam empiricamente se, de fato, este resultado acontece. Sendo assim, estimam uma curva IS *backward looking* para os países que compõem o G7²³, de acordo com a seguinte especificação:

$$h_t = \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + u_t \quad (13).$$

A amostra utilizada variou de 1982 a 1998, com os dados numa periodicidade trimestral. Como medida do hiato do produto, utilizou-se o hiato percentual entre o produto real e o produto real potencial, calculado por meio de um filtro HP²⁴. A *proxy* para a taxa de juros nominal foi a média móvel de quatro trimestres relativa à taxa de curto prazo do mercado monetário e para a taxa de inflação foi a média móvel de quatro trimestres relativa ao índice de preços ao consumidor. Os autores esclarecem ainda que os parâmetros das equações relativas a cada um dos 7 países avaliados foram estimados separadamente

²³ Alemanha, Canadá, França, Itália, Japão, Reino Unido e EUA.

²⁴ Para maiores detalhes sobre este método de estimação do produto potencial, vide apêndice 1.

através de mínimos quadrados ordinários e que os dados foram extraídos das bases disponibilizadas nos sites do FMI (Fundo Monetário Internacional) e do BIS (*Bank of International Settlements*).

De acordo com os resultados encontrados, os autores concluem que não há evidências em nenhum dos países avaliados de que a taxa de juros real seja estatisticamente significativa para explicar o hiato do produto, isto é, nas economias estudadas há fortes indícios empíricos a favor do *puzzle*.

Feito isso, os autores passam a estimar versões alternativas da curva IS com o intuito de avaliar a relevância empírica das possíveis explicações para o “enigma”. A primeira versão alternativa proposta é uma versão híbrida (que, conforme já dito, combina elementos tanto *backward looking* quanto *forward looking*), em que a seguinte especificação foi adotada:

$$h_t = \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 E_t h_{t+1} + \beta_4 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t \quad (14).$$

Vale destacar que esta especificação difere da *backward looking* por conta da inclusão da expectativa do período corrente em relação ao hiato do produto do próximo período ($E_t y_{t+1}$) e por substituir a medida de taxa de juros real *ex post* por uma *ex ante*, sendo esta última definida pela subtração da taxa de juros nominal corrente de curto prazo pela expectativa corrente de inflação para o próximo período ($E_t \pi_{t+1}$). Além disso, os autores destacam que os parâmetros do modelo híbrido foram estimados pelo método dos momentos generalizados, utilizando como instrumentos quatro defasagens do hiato do produto, a taxa de juros nominal de curto prazo e a taxa de inflação.

Com base nos resultados obtidos, os autores afirmam que somente nos dados relativos à economia norte-americana encontraram-se evidências a favor de que a taxa de juros real seja estatisticamente significativa para explicar o hiato do produto. Desta forma,

concluem que, em termos empíricos, a omissão de variáveis *forward looking* na especificação da curva IS não pode ser considerada uma causa para o *puzzle*.

A segunda versão alternativa avaliada pelos autores é uma versão ampliada da curva IS, em que à especificação *backward looking* foram adicionadas as seguintes variáveis: taxa de câmbio real efetiva (q) defasada, taxa de juros nominal de curto prazo (i) defasada, taxa de variação real dos preços das propriedades residenciais (Δhp), variação real dos preços das ações (Δsp), variação real da base monetária (Δm^{base}), variação real de uma medida mais ampla de agregado monetário (Δm^{broad}) e hiato do produto americano defasado (h^{US})²⁵. Convém ressaltar que, segundo os autores, todas as variáveis, à exceção do hiato do produto americano, são médias móveis de quatro trimestres com o intuito de garantir que a análise seja compatível com a especificação *backward looking* e com o de manter a análise empírica tratável, dado o grande número de regressores e o pequeno tamanho da amostra.

Os autores esclarecem ainda que utilizaram como fonte para a taxa de câmbio real efetiva²⁶ e para a medida mais ampla de agregado monetário²⁷ as estatísticas disponibilizadas pela OCDE²⁸ (*Main Economic Indicators*). Para o índice de preços das ações e para a série relativa à base monetária a fonte foi o site do FMI (estatísticas disponibilizadas em *International Financial Statistics*). Por último, mencionam que os índices de preços das propriedades residenciais foram extraídos de fontes nacionais.

²⁵ Como esta variável é um dos regressores considerados na especificação *backward looking* relativa aos EUA, foi incluída somente nas equações relativas às demais economias do G7.

²⁶ Esta taxa foi medida como unidades de moeda local por unidades de moeda estrangeira; logo, um aumento na taxa de câmbio real efetiva significa uma depreciação real da moeda local.

²⁷ Para EUA e Canadá os autores utilizaram o M2; para o Japão, o M2 acrescido dos certificados de depósitos; para Alemanha, França e Itália, o M3; e para o Reino Unido o M4.

²⁸ Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico.

Sendo assim, a equação que representa a versão ampliada da curva IS utilizada pelos autores é:

$$h_t = \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_4 q_{t-1} + \beta_5 i_{t-1} + \beta_6 \Delta hp_{t-1} + \beta_7 \Delta sp_{t-1} + \beta_8 \Delta m_{t-1}^{base} + \beta_9 \Delta m_{t-1}^{broad} + \beta_{10} h_{t-1}^{US} + u_t \quad (15).$$

Goodhart e Hofmann ressaltam que como os regressores do modelo acima são obviamente correlacionados, a equação estimada apresenta multicolinearidade. Por conta disso, esclarecem que iniciaram a estimação (por mínimos quadrados ordinários) do modelo com a especificação completa e, a partir daí, foram progressivamente eliminando a variável menos significativa em termos estatísticos até que todas fossem estatisticamente significativas pelo menos ao nível de significância de 10%.

De acordo com os resultados obtidos, os autores observam que a taxa de juros real de curto prazo passa a ser estatisticamente significativa em quase todas as economias do G7, sendo a única exceção o Reino Unido (onde a taxa de juros estatisticamente significativa é a nominal de curto prazo). Além disso, destacam que variações reais dos preços das propriedades residenciais são estatisticamente significativas (pelo menos ao nível de 10%) em todos os países avaliados.

Desta forma, chegam à conclusão de que há evidências empíricas a favor da “resolução” do *puzzle* da curva IS via uma especificação *backward looking* ampliada; ou seja, a causa do “enigma” é a omissão de variáveis relevantes para explicar a demanda agregada. Em outras palavras, os autores sugerem que a especificação “padrão” da curva IS não é suficiente para capturar de forma adequada os efeitos da taxa de juros real sobre o produto e que é necessária uma especificação mais ampla, que considere os efeitos de outras variáveis (em especial, a variação dos preços das propriedades residenciais), para que os efeitos da taxa de juros real sejam adequadamente identificados.

A fim de sumarizar os resultados encontrados em Goodhart e Hofmann (2005), segue um quadro comparativo entre as três especificações da curva IS utilizadas pelos autores, onde é destacado o modelo, o método de estimação, além dos principais resultados e conclusões.

Quadro 1: Comparativo entre as diferentes especificações da curva IS de acordo com Goodhart e Hofmann (2005)

Tipo de especificação	Modelo	Base de dados	Método de estimação	Resultados
Backward looking	$h_t = \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + u_t$	<p>Dados numa periodicidade trimestral, com a amostra variando de 1982 a 1998 para as economias do G7</p> <p>h: hiato percentual entre o produto real e o produto real potencial (calculado por filtro HP)</p> <p>i: média móvel de quatro trimestres relativa à taxa de curto prazo do mercado monetário</p> <p>π: média móvel de quatro trimestres relativa ao índice de preços ao consumidor</p>	<p>MQO com os parâmetros das equações relativas a cada um dos 7 países avaliados estimados separadamente</p>	<p>Taxa de juros real não significativa em termos estatísticos</p> <p>Evidências empíricas a favor do <i>puzzle</i></p>
Híbrida	$h_t = \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 E_t h_{t+1} + \beta_4 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t$	<p>Idem acima com a ressalva de que $E_t h_{t+1}$ e $E_t \pi_{t+1}$ se referem, respectivamente, à expectativa do</p>	<p>MMG, utilizando como instrumentos quatro defasagens do hiato do produto, a taxa de</p>	<p>Taxa de juros real estatisticamente significativa somente nos EUA</p>

		período corrente para o hiato do produto e para a taxa de inflação do próximo período	juros nominal de curto prazo e a taxa de inflação	Não há evidências empíricas de que a omissão de variáveis <i>forward looking</i> cause o <i>puzzle</i>
Backward looking ampliada	$h_t = \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_4 q_{t-1} + \beta_5 i_{t-1} + \beta_6 \Delta hp_{t-1} + \beta_7 \Delta sp_{t-1} + \beta_8 \Delta m_{t-1}^{base} + \beta_9 \Delta m_{t-1}^{broad} + \beta_{10} h_{t-1}^{US} + u_t$	<p>Idem à especificação <i>backward looking</i> com a inclusão das seguintes variáveis:</p> <p>q: taxa de câmbio real efetiva</p> <p>Δhp: taxa de variação real dos preços das propriedades residenciais</p> <p>Δsp: variação real dos preços das ações</p> <p>Δm^{base}: variação real da base monetária</p> <p>Δm^{bro}: variação real de uma medida mais ampla de agregado monetário</p> <p>h_t^{US}: hiato do produto americano</p>	MQO - As variáveis menos significativas foram sendo eliminadas até que todas fossem significativas pelo menos ao nível de 10%	<p>Taxa de juros real estatisticamente significativa em todas as economias avaliadas, à exceção do Reino Unido (onde a taxa de juros nominal é significativa)</p> <p>Evidências empíricas a favor de que a omissão de variáveis relevantes na especificação <i>backward looking</i> causa o <i>puzzle</i></p>

Elaboração própria

Em Hafer e Jones (2008), a curva IS é estimada tomando como base o modelo utilizado em Rudebusch e Svensson (2002), de acordo com a seguinte expressão:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 (\bar{i}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \beta_4 \Delta_4 m_{t-1} + u_t \quad (16),$$

em que m_{t-1} é uma medida defasada da oferta de moeda.

No que concerne aos dados, tem-se que: (i) os seguintes países foram avaliados: Alemanha, Canadá, EUA, França, Japão e Reino Unido; (ii) para o PIB real²⁹, foram utilizados valores trimestrais; (iii) a inflação foi medida utilizando o índice de preços ao consumidor relevante para cada um dos países analisados; (iv) a taxa de juros nominal utilizada foi sempre a taxa de curto prazo mais similar à taxa dos títulos do tesouro americano, ou seja, utilizou-se a taxa básica estabelecida pela autoridade monetária; e (v) as medidas de oferta de moeda foram as mais próximas das medidas de base monetária, M1 e M2. Convém ressaltar ainda que os autores utilizaram como fonte das informações as bases de dados disponibilizadas pelo *International Financial Statistics* (IFS, na sigla em inglês) e que o produto potencial foi calculado por meio do filtro HP.

A fim de manter a comparabilidade com a abordagem e conclusões de Rudebusch e Svensson (2002), a taxa de juros real foi medida como a média de quatro trimestres da taxa nominal menos a taxa de crescimento de quatro trimestres dos preços ao consumidor. Similarmente, as medidas das taxas de crescimento da oferta real de moeda (taxa de crescimento nominal menos a variação do índice de preços ao consumidor) utilizadas foram o logaritmo da mudança em quatro trimestres no nível de cada uma das três medidas (base monetária, M1 e M2).

²⁹ A fim de utilizar uma amostra de dados maior, para a Alemanha o PIB real não foi utilizado, mas sim a produção industrial.

Os autores destacam também que todas as regressões foram estimadas considerando o período amostral mais longo disponível, de tal forma que os dados relativos ao Canadá, ao Reino Unido e aos EUA vão de 1958 a 2000; à França de 1970 a 1999; à Alemanha de 1961 a 1998; e ao Japão de 1960 a 1999. Por fim, é ressaltado que para cada um dos seis países foram estimadas quatro especificações diferentes, a saber: uma versão dita *baseline* (“padrão”) que incluiu somente a taxa de juros real e o hiato do produto defasado; e versões que separadamente incluíram as três medidas de oferta de moeda.

De acordo com os resultados encontrados, os autores concluem que: (i) a moeda é estatisticamente significativa para explicar os movimentos do hiato do produto na maioria dos países analisados³⁰, além do seu sinal estimado ser positivo (de acordo com o esperado); e (ii) a taxa de juros real não apresenta resultados robustos entre os países, já que, em alguns deles, como EUA e Alemanha, é estatisticamente significativa; enquanto em outros, como França, Japão e Reino Unido, nunca é significativa em termos estatísticos, quer seja sozinha (versão *baseline*) quer seja acompanhada por uma das medidas de oferta de moeda.

Hawkins e Nguyen (2018) destacam que a curva IS é a base para a utilização da taxa de juros como o principal instrumento de política monetária pelos bancos centrais das economias avançadas. Apesar disso, os autores ressaltam que há pouca literatura empírica dedicada a estabelecer se, de fato, um aumento na taxa de juros real provoca efeitos negativos sobre o produto. Mencionam que, inclusive, alguns estudos empíricos relativos aos EUA e às demais economias do G7 não encontram uma curva IS

³⁰ Apenas na França que nenhuma das três medidas de moeda mostrou-se significativa.

estatisticamente significativa³¹, resultado que ficou conhecido como *puzzle* da curva IS, conforme já mencionado.

Os autores esclarecem que sua abordagem é motivada pelos trabalhos de Rudebusch e Svensson (1998, 2002) e de Goodhart e Hofmann (2005), já revisados anteriormente. Hawkins e Nguyen destacam que nos trabalhos dos primeiros há evidências a favor de que a taxa de juros real seja estatisticamente significativa para explicar movimentos no hiato do produto; enquanto no dos segundos, há evidências de que não seja.

Posto isso, os autores comentam que as possíveis causas para o “enigma” da curva IS podem ser derivadas do fato dos referidos trabalhos terem utilizado períodos amostrais distintos, além do fato da taxa de juros nominal ter sido deflacionada (a fim de obter a taxa de juros real) por índices de inflação diferentes.

Com o intuito de identificar as possíveis causas para o *puzzle*, os autores adotam a seguinte metodologia: (i) reproduzem os resultados de Rudebusch e Svensson (1998, 2002) e de Goodhart e Hofmann (2005); e (ii) variam os dados de entrada de cada um dos trabalhos de forma a que numa especificação sejam utilizados os dados da outra, ou seja, por exemplo, no modelo de Rudebusch e Svensson utilizam o período amostral de Goodhart e Hofmann e vice-versa (e assim sucessivamente para os demais dados de entrada).

No que diz respeito ao primeiro passo da metodologia, os resultados encontrados por Hawkins e Nguyen (2018) são consistentes tanto com os de Rudebusch e Svensson

³¹ No sentido do hiato do produto não ser significativamente, em termos estatísticos, dependente da taxa de juros real.

quanto com os de Goodhart e Hofmann, o que indica que os resultados destes dois trabalhos podem ser, de fato, reproduzidos.

Quanto ao segundo passo, iniciam a análise examinando os impactos da mudança da medida de inflação sobre os coeficientes. Desta forma, utilizando o índice de inflação de Goodhart e Hofmann em Rudebusch e Svensson, os autores percebem que o coeficiente da taxa de juros real deixa de ser estatisticamente significativo. Todavia, ao utilizarem o índice de inflação de Rudebusch e Svensson em Goodhart e Hofmann, percebem que não há alteração nos resultados, isto é, o parâmetro relativo à taxa de juros real permanece não significativo em termos estatísticos. Sendo assim, Hawkins e Nguyen concluem que uma das possíveis causas para o *puzzle* da IS é a escolha do índice de inflação.

Ainda em relação ao segundo passo da metodologia, os autores avaliam os impactos sobre a significância da taxa de juros real decorrentes de alterações no período amostral. Concluem que a escolha do período amostral pode ser uma das causas para o *puzzle*, já que a alteração deste período em Rudebusch e Svensson faz com que a taxa de juros real deixe de ser estatisticamente significativa; enquanto isso, a alteração do período amostral em Goodhart e Hofmann corrobora a não significância em termos estatísticos da referida taxa.

Desta forma, de acordo com os autores, as duas possíveis causas para o *puzzle* da curva IS são (i) o índice de inflação utilizado para calcular a taxa de juros real; e (ii) a escolha do período amostral sobre o qual a relação entre o hiato do produto e a taxa de juros real está sendo avaliada.

A fim de sumarizar a literatura empírica relativa à estimação de uma curva IS com dados relativos a outros países, segue um quadro comparativo entre os artigos revisados.

Quadro 2: Comparativo da literatura empírica relativa a outros países

	Modelo	Base de dados	Método de estimação	Resultados
Rudebusch e Svensson (1998, 2002)	$h_{t+1} = \beta_1 h_t + \beta_2 h_{t-1} + \beta_3 (\bar{i}_t - \bar{\pi}_t) + \eta_{t+1}$	<p>h: hiato relativo percentual entre o PIB real corrente (y_t) e o potencial (y_t^*), isto é,</p> $100 \frac{(y_t - y_t^*)}{y_t^*}$ <p>\bar{i}_t: média de quatro trimestres da taxa de juros dos títulos americanos</p> <p>$\bar{\pi}_t$: média de quatro trimestres da inflação</p> <p>η_{t+1}: representação do mecanismo de transmissão monetária</p> <p>Amostra de dados relativa à economia norte-americana,</p>	Mínimos Quadrados Ordinários	Relação entre a taxa de juros real e o hiato do produto é negativa (sinal do coeficiente da taxa de juros estimado de acordo com o esperado) e estatisticamente significativa

		variando de 1961 a 1996		
Nelson 2001	Referencia-se no modelo de Rudebusch e Svensson (1998)	Dados relativos à economia britânica de 1958 a 2000	Não mencionado no artigo	Com a amostra completa, o coeficiente da taxa de juros real é positivo (sinal estimado contrário ao esperado) e estatisticamente não significativo Com a amostra restrita de 1980 a 2000, o referido coeficiente torna-se ainda mais positivo e estatisticamente significativo Evidências a favor do IS <i>puzzle</i>
Fuhrer e Rudebusch (2004)	$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 E_{t-\tau} h_{t+1} - \beta_4 E_{t-\tau} \left[\frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} (i_{t+j+m} - \pi_{t+j+m+1}) \right] + u_t$	<p>h: logaritmo da diferença entre o PIB real e uma medida de produto potencial multiplicado por 100</p> <p>i: média trimestral da taxa dos <i>federal funds</i> em percentual ao ano</p> <p>π: logaritmo da mudança (anualizada) no</p>	Método da máxima verossimilhança (MV) e Método dos momentos generalizados (MMG)	<p>MV: coeficientes dos termos relativos ao hiato do produto defasado são altamente significativos em termos estatísticos para todas as especificações. Todavia, os resultados das estimações relativas ao coeficiente do hiato do produto esperado são mistos. Há uma relação negativa entre os tamanhos das estimativas dos parâmetros β_3 e β_4.</p> <p>MMG: os coeficientes do hiato do produto defasado são altamente significativos em termos estatísticos em todas as especificações. As estimativas do parâmetro β_3 são uniformemente maiores que as do método de MV. Maiores estimativas de β_3 são acompanhadas por estimativas muito baixas de β_4.</p>

		<p>índice de preços $(\pi_t = 400 (\ln P_t - \ln P_{t-1}))$</p> <p>Dados trimestrais de 1966 a 2000</p>		Grande parte das estimativas de β_4 são positivas (sinal diferente do esperado).
Goodhart e Hofmann (2005)*				
Hafer e Jones (2008)	$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 (\bar{r}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \beta_4 \Delta_4 m_{t-1} + u_t$ <p>Os autores tomaram como base o modelo de Rudebusch e Svensson (2002)</p>	<p>Vide Rudebusch e Svensson (1998, 2002)</p> <p>m_t: medida de oferta de moeda, sendo as mais próximas das medidas de base monetária, M1 e M2</p> <p>Os seguintes países foram avaliados: Alemanha, Canadá, EUA, França, Japão e Reino Unido</p>	<p>Para cada um dos seis países avaliados foram estimadas quatro especificações diferentes, a saber: uma versão dita <i>baseline</i> que incluiu somente a taxa de juros real e o hiato do produto defasado; e versões que separadamente incluíram as três medidas de oferta de moeda</p>	<p>A moeda é estatisticamente significativa para explicar o hiato do produto na maioria dos países analisados, além do seu sinal estimado ser positivo (de acordo com o esperado)</p> <p>A taxa de juros real não apresenta resultados robustos entre os países, já que, em alguns deles, é estatisticamente significativa; enquanto em outros, nunca é.</p>

		Amostra trimestral que considerou o período mais longo disponível		
Hawkins e Nguyen (2018)	Baseiam-se nos trabalhos de Rudebusch e Svensson (1998, 2002) e de Goodhart e Hofmann (2005)	Vide Rudebusch e Svensson (1998, 2002) e Goodhart e Hofmann (2005)	(1) Reproduzem os resultados de Rudebusch e Svensson (1998, 2002) e de Goodhart e Hofmann (2005); (2) variam os dados de entrada de cada um dos trabalhos de forma a que numa especificação sejam utilizados os dados da outra	As duas causas principais para o <i>puzzle</i> da curva IS são (i) o índice de inflação utilizado para calcular a taxa de juros real; e (ii) a escolha do período amostral sobre o qual a relação entre o hiato do produto e a taxa de juros real está sendo avaliada

Elaboração própria
* Vide Quadro 1

Portanto, pode-se concluir que, em linhas gerais, a literatura empírica relativa a outras economias foca na análise da significância estatística, ou não, da taxa de juros real sobre os movimentos do hiato do produto, denominando de *IS puzzle* quando há evidências a favor da não significância em termos estatísticos. Cabe destacar também que quando o “enigma” é verificado, a abordagem dos autores passa a ser a identificação das suas possíveis causas e/ou maneiras de “recuperar” a significância estatística da taxa de juros real.

2.2 Curva IS: revisão da literatura empírica relativa ao Brasil

Em Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) é adotada a seguinte especificação da curva IS:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + u_t \quad (17),$$

em que r representa a taxa de juros real. Os autores esclarecem que os dados utilizados estão em escala logarítmica, numa periodicidade trimestral e que o produto potencial foi estimado por meio de um filtro HP. Além disso, caso deseje-se incluir uma variável fiscal (f) na especificação, os autores recomendam a utilização das necessidades de financiamento do setor público (NFSP) como percentual do PIB. Desta forma, o modelo passa a ser:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + f_{t-1} + u_t \quad (18).$$

Convém destacar que os resultados das estimações não foram apresentados pelos autores, tendo focado apenas na descrição do modelo empírico.

Freitas e Muinhos (2001) especificam a curva IS (para economia aberta) de acordo com a seguinte expressão:

$$h_t = \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \beta_3 f_{t-1} + \beta_4 \Delta q_{t-1} + u_t \quad (19),$$

em que q equivale à taxa de câmbio real. Na estimação foram utilizados dados trimestrais e as variáveis foram expressas em logaritmo, com a amostra variando de 1992 a 1999.

Vale dizer que o produto corrente foi medido pelo PIB e que o potencial foi estimado por um filtro HP. Utilizou-se como taxa de juros nominal a taxa Selic e como taxa de câmbio nominal a média do período (venda), cabendo mencionar que a taxa de juros real foi calculada deflacionando-se a taxa nominal pelo IGP-DI e a taxa de câmbio real a partir da multiplicação da taxa nominal pelo índice de preços ao produtor americano e pela subsequente divisão deste produto pelo IGP-DI. Por último, a variável fiscal escolhida foi o déficit primário do governo federal, medido como percentual do PIB.

Convém salientar ainda que o método de estimação empregado foi o dos mínimos quadrados ordinários e, de acordo com os resultados obtidos, os coeficientes relativos ao hiato do produto (defasado) e à taxa de juros real (defasada) mostraram-se significativos, sendo os demais parâmetros não significativos.

Em Portugal (2005), a seguinte especificação para a curva IS é utilizada:

$$h_t = \beta_1 (i_t - \pi_{t+1}^e) + \beta_2 f_t + \beta_3 q_t + u_t \quad (20),$$

em que i_t é a taxa de juros nominal e π_{t+1}^e é a taxa de inflação esperada (logo, $i_t - \pi_{t+1}^e$ é a taxa de juros real *ex ante*) e f_t é o déficit público. Vale destacar que este autor, diferentemente dos demais, não utilizou defasagens do hiato como regressores e, além disso, ao invés de utilizar uma medida *ex post* da taxa de juros real, optou pela *ex ante*.

Convém ressaltar também que os dados utilizados são trimestrais, variando de 1994 a 2001, e que as variáveis foram medidas da seguinte maneira: (i) hiato do produto pela diferença entre o produto real e o potencial (estimado por um filtro HP); (ii) taxa de

juros real pela diferença entre a taxa Selic e a expectativa de inflação³²; (iii) déficit público pelo déficit primário ajustado pelo imposto inflacionário; e (iv) taxa de câmbio real pelo produto entre a taxa de câmbio nominal e o índice de preços ao produtor americano dividido pelo IPCA.

Faz-se mister salientar ainda que em Portugal (2005) a metodologia utilizada para a estimação dos parâmetros da curva IS consistiu em duas etapas, sendo a primeira a determinação dos coeficientes do vetor de cointegração entre a taxa de juros real, o déficit público e a taxa de câmbio real através do procedimento de Johansen; e a segunda a utilização deste vetor para estimar o hiato do produto por meio de um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas. Aplicando esta metodologia, o autor obteve a seguinte estimação:

$$h = 0,04 - 1,07 r + 0,16 f + 0,04 q \quad (21).$$

Todavia, cabe ressaltar que apesar do coeficiente estimado da taxa de juros real apresentar o sinal esperado (negativo), ele não é significativo em termos estatísticos³³.

Moreira, Souza e Almeida (2007) adotam o seguinte modelo para a especificação da curva IS:

$$h_{t+1} = \beta_1 h_t + \beta_2 h_{t-1} + \beta_3 (i_t - \pi_{t+1}^e) + \beta_4 f_t + \beta_5 q_t + u_{t+1} \quad (22),$$

em que, segundo eles, os sinais esperados dos parâmetros são: $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, $\beta_3 < 0$, $\beta_4 > 0$ e $\beta_5 > 0$. Cabe destacar que os autores incluíram no seu modelo duas defasagens

³² A expectativa de inflação foi definida pelo autor como uma média móvel de quatro trimestres, a saber: a do trimestre correspondente à taxa Selic, a de um trimestre defasado e a dos dois trimestres subsequentes. Além disso, o índice de inflação utilizado foi o índice de preços ao consumidor (IPCA) calculado pelo IBGE.

³³ Erro padrão igual a 1,4.

³⁴ Os autores esclarecem que uma variável *dummy* foi utilizada para capturar os efeitos da adoção do regime de câmbio administrado no Brasil entre 1995 e 1998.

do hiato do produto e, em linha com Portugal (2005), optaram por trabalhar com uma medida *ex ante* da taxa de juros real. Adicionalmente, tem-se que os dados utilizados estão numa periodicidade trimestral (com todas as variáveis em logaritmo natural), variando de 1995 a 2006, e que as seguintes *proxies* foram utilizadas para medir as variáveis: (i) o hiato do produto pela diferença entre a série de PIB e esta mesma série suavizada por um filtro HP; (ii) a taxa de inflação pelo IPCA; (iii) a taxa de juros nominal pela taxa Selic; (iv) a variável fiscal pelo quociente entre o déficit fiscal nominal e o PIB; e (v) a taxa de câmbio real pela taxa de câmbio real efetiva. Por fim, ressaltam que o método utilizado para estimar o modelo foi o de mínimos quadrados em dois estágios. De acordo com os resultados encontrados, concluem que todas as variáveis são altamente significativas em termos estatísticos e com os sinais esperados (sendo a única exceção o coeficiente da segunda defasagem do hiato do produto).

Com o intuito de sintetizar as tentativas empíricas de estimar uma curva IS para a economia brasileira, segue um quadro comparativo entre elas.

Quadro 3: Comparativo dos trabalhos empíricos que estimam uma curva IS para o Brasil

	Modelo	Base de dados	Método de estimação	Resultados
Bogdanski, Tombini e Werlang (2000)	$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + f_{t-1} + u_t$	<p>h: hiato do produto</p> <p>r: taxa de juros real</p> <p>f: NFSP (conceito primário) como percentual do PIB</p> <p>u: choque de demanda</p> <p>Dados em periodicidade trimestral, variando de 1992 a 1999</p>	<p>Parâmetros da IS: não mencionado no artigo</p> <p>Produto potencial: filtro HP</p>	Os autores não apresentaram os resultados encontrados.
Freitas e Muinhos (2001)	$h_t = \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 r_{t-1} + \beta_3 f_{t-1} + \beta_4 \Delta q_{t-1} + u_t$	<p>h: hiato do produto</p> <p>r: taxa de juros real</p>	<p>Parâmetros da IS: mínimos quadrados ordinários</p> <p>Produto potencial: filtro HP</p>	Coeficientes do hiato do produto e da taxa de juros real estatisticamente significativos; das demais variáveis não significativos em termos estatísticos.

		<p>Δq: primeira diferença da taxa de câmbio real</p> <p>f: déficit primário do governo federal como percentual do PIB</p> <p>u: choque de demanda</p> <p>Dados em periodicidade trimestral, variando de 1992 a 1999</p>		
Portugal (2005)	$h_t = \beta_1(i_t - \pi_{t+1}^e) + \beta_2 f_t + \beta_3 q_t + u_t$	<p>h: hiato do produto</p> <p>i: taxa de juros nominal (Selic)</p> <p>π_{t+1}^e: taxa de inflação esperada (IPCA)</p>	<p>Parâmetros da IS estimados em duas etapas: 1) determinação dos parâmetros do vetor de cointegração (C1) entre a taxa de juros real, o déficit público e a taxa de câmbio real através do procedimento de Johansen; 2) utilização deste vetor de cointegração para estimar um modelo autorregressivo com defasagens distribuídas para o hiato do produto</p> <p>Produto potencial: filtro HP</p>	<p>Apesar do coeficiente estimado da taxa de juros real ser negativo (sinal de acordo com o esperado), é estatisticamente não significativo</p>

		<p>f: déficit público</p> <p>q: taxa de câmbio real</p> <p>Dados trimestrais, variando de 1994 a 2001</p>		
<p>Moreira, Souza e Almeida (2007)</p>	$h_{t+1} = \beta_1 h_t + \beta_2 h_{t-1} + \beta_3 (i_t - \pi_{t+1}^e) + \beta_4 f_t + \beta_5 q_t + u_{t+1}$	<p>h: hiato do produto</p> <p>i: taxa de juros nominal (Selic)</p> <p>π: taxa de inflação (IPCA)</p> <p>f: déficit fiscal nominal/PIB</p> <p>q: taxa de câmbio real efetiva</p> <p>u: choque de demanda</p>	<p>Parâmetros da IS: mínimos quadrados em dois estágios</p> <p>Produto potencial: filtro HP</p>	<p>Todos os parâmetros estimados são altamente significativos em termos estatísticos e com os sinais esperados (sendo a única exceção o coeficiente da segunda defasagem do hiato do produto)</p>

		Dados em periodicidade trimestral, variando de 1995 a 2006		
--	--	---	--	--

Elaboração própria

Portanto, com base nas revisões bibliográficas relativas à economia brasileira, pode-se concluir que não há uma uniformidade nos resultados encontrados quanto à significância estatística da taxa de juros real para explicar os movimentos no hiato do produto, visto que em dois dos trabalhos revisados esta variável mostrou-se estatisticamente significativa, enquanto em outro não³⁵. Ou seja, não somente a literatura empírica relativa ao Brasil não aborda o debate relativo ao *puzzle* da curva IS, como também não permite concluir se na economia brasileira o referido “enigma” é observado ou não.

³⁵ Cabe lembrar que ao todo foram revisados 4 trabalhos, mas em um deles os resultados empíricos não foram divulgados.

Capítulo 3 – Estimação de uma curva IS para o Brasil

O objetivo deste capítulo é estimar uma curva IS para a economia brasileira, desde a implementação do Sistema de Metas de Inflação, a fim de avaliar empiricamente se, de fato, aumentos na taxa de juros real provocam efeitos adversos sobre o produto (conforme referencial teórico). Em outras palavras, por meio da estimação de uma curva IS para o Brasil, será avaliado se a taxa de juros real é uma variável estatisticamente significativa para explicar variações no produto. Além disso, busca-se “preencher” um *gap* identificado nos trabalhos empíricos relativos à economia brasileira vis-à-vis aos de outros países, que é a verificação da ocorrência, ou não, do *puzzle* da curva IS no Brasil³⁶.

Neste sentido, levando em consideração as revisões bibliográficas, em especial, a empírica relativa a outras economias, decidiu-se por utilizar três modelos distintos para a estimação de uma curva IS para a economia brasileira³⁷. O primeiro deles é do tipo *backward looking*, em que como variável dependente utilizou-se o hiato do produto e como regressores foram utilizadas as próprias defasagens do hiato e uma defasagem da taxa de juros real *ex post*. O segundo é do tipo *forward looking*, onde a taxa de juros real *ex post* foi substituída por sua versão *forward* ou *ex ante*. Por fim, o terceiro modelo também é do tipo *backward looking*, diferenciando-se do primeiro pelo fato de outras variáveis (as quais serão mencionadas adiante) terem sido incluídas como regressores (por conta disso, decidiu-se por designar este modelo como *backward looking* ampliado). Vale destacar ainda que optou-se por estimar o modelo ampliado com duas taxas de juros

³⁶ Convém ressaltar que, caso sejam observadas evidências a favor do *puzzle*, não é escopo desta dissertação se aprofundar na explicação das suas possíveis causas (nem tampouco propor formas de “resolvê-lo”), o que poderá ser objeto de pesquisa futura.

³⁷ A fim de garantir a comparabilidade entre os resultados encontrados neste trabalho e os artigos empíricos revisados relativos à economia internacional (onde a discussão sobre o IS *puzzle* foi colocada), os três modelos foram especificados em função da relação entre o hiato do produto e a taxa de juros real (seja ela *ex ante* ou *ex post*); e não, entre o PIB e a taxa de juros real (conforme previsto pela teoria sobre curva IS).

reais diferentes, uma de curto e outra de longo prazo, com o intuito de avaliar se a IS é melhor especificada em termos desta ou daquela.

O capítulo foi dividido em 2 seções, em que na primeira as séries de dados utilizadas são apresentadas e na segunda são discutidos os resultados das estimações.

3.1 Descrição das séries de dados

É conveniente dizer, inicialmente, que a escolha das variáveis utilizadas nos modelos econométricos foi feita com base nas revisões bibliográficas teóricas e empíricas. Além disso, cabe ressaltar que a definição dos regressores incluídos no modelo *backward looking* ampliado baseou-se na percepção deste autor sobre quais variáveis, dentre todas incluídas nos modelos análogos a este revisados no capítulo 2, poderiam ser relevantes para explicar os movimentos na demanda agregada e no produto da economia brasileira³⁸. Sendo assim, as seguintes variáveis foram incluídas no modelo ampliado: concessão de crédito, resultado primário e taxa de câmbio real (não sendo demais repetir que este modelo foi estimado tanto com a taxa de juros real de curto quanto com a de longo prazo).

Adicionalmente, vale mencionar que as séries de dados estão em periodicidade trimestral com amostra variando de 2000.III³⁹ a 2018.IV (sendo a única exceção a série relativa à taxa de juros real *ex ante*) e que todas as estimações foram feitas considerando o logaritmo neperiano dos valores amostrais.

Desta forma, tem-se que:

³⁸ Por conta disso, não foram incluídas variáveis relativas às variações da oferta de moeda e dos índices de preços de ações e de imóveis. Adicionalmente, no caso específico da variação dos preços dos imóveis, tem-se que a série de dados existente é relativamente curta (inicia-se somente em janeiro de 2008) e, conseqüentemente, sua utilização iria reduzir de forma significativa o número de observações amostrais.

³⁹ Os valores amostrais iniciam-se no terceiro trimestre de 2000 (e não em 2000.I) pois a série relativa à concessão de crédito está disponível somente a partir de junho de 2000.

1) PIB: série encadeada (em nível) do índice de volume trimestral com ajuste sazonal (em que a base 100 corresponde à média de 1995), cuja fonte foi a tabela completa relativa às Contas Nacionais Trimestrais (quarto trimestre de 2018) divulgada pelo IBGE⁴⁰.

2) Hiato do Produto: série obtida por meio da aplicação de um filtro HP⁴¹ à série do PIB.

3) Taxa Selic: taxa de juros nominal *overnight*/Selic (% a.a.), cuja fonte foram as estatísticas disponibilizadas pelo Ipeadata⁴². Convém ressaltar que esta taxa reflete a média dos juros efetivamente pagos pelo Governo para os bancos que lhe emprestam recursos, servindo de referência para outras taxas de juros do país (ou seja, a taxa *overnight*/Selic é a taxa básica de juros da economia brasileira). Cabe destacar também que a periodicidade desta série é diária e que as médias trimestrais (em % a.a.) foram calculadas a partir da média geométrica dos fatores relativos aos dados diários.

4) Taxa de Juros Real *ex post*: série de elaboração própria construída a partir do desconto da taxa de juros *overnight*/Selic (% a.a.) pelo IPCA (variação percentual acumulada nos últimos 12 meses divulgada pelo IBGE⁴³). Para o referido cálculo, inicialmente, obteve-se a taxa Selic mensal (em % a.a.), o que foi feito a partir da média geométrica dos fatores dos dados diários. Após isso, a taxa de juros real *ex post* mensal (em % a.a.) foi calculada por meio da divisão dos fatores da taxa Selic

⁴⁰ Estatísticas Econômicas: Contas Nacionais; SCNT – Sistema de Contas Nacionais Trimestrais; Tabelas; Tabelas Completas.

⁴¹ Para maiores detalhes sobre este método de estimação do produto potencial, vide apêndice 1.

⁴² Dados: macroeconômico; Tema: Financeiras.

⁴³ Estatísticas Econômicas: Preços e Custos; IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo; Séries Históricas; Tabela completa de séries históricas.

mensal pelos do IPCA acumulado nos últimos 12 meses⁴⁴. Finalmente, a taxa de juros real *ex post* com periodicidade trimestral (em % a.a.) foi obtida por meio da média geométrica dos fatores da taxa em termos mensais.

5) Taxa de Juros Real *ex ante*: série de elaboração própria construída de acordo com a mesma metodologia descrita acima, sendo a única diferença o fato da taxa de juros *overnight*/Selic (% a.a.) ter sido descontada pela mediana das expectativas de inflação acumulada para os próximos 12 meses (cuja fonte utilizada foi o “Sistema de Expectativas de Mercado” do Banco Central⁴⁵ e cujos valores mensais referem-se à última sexta-feira de cada mês, dado que as expectativas do boletim Focus são referenciadas em sextas-feiras). Além disso, convém ressaltar que a série da taxa real *ex ante* inicia-se no primeiro trimestre de 2002 (a amostra completa vai de 2002.I a 2018.IV), pois o histórico relativo à expectativa de inflação está disponível somente a partir de novembro de 2001⁴⁶.

6) Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP): série de periodicidade trimestral em % a.a. cuja fonte utilizada foi a série histórica disponibilizada no *site* do BNDES^{47,48}.

Vale dizer que a série foi devidamente deflacionada pelo IPCA (variação

⁴⁴ À esta divisão seguiu-se a devida subtração por 1 e multiplicação por 100 a fim de que os resultados fossem expressos em percentual ao ano.

⁴⁵ O referido sistema pode ser acessado por meio do seguinte endereço eletrônico: <https://www3.bcb.gov.br/expectativas/publico/consulta/serieestatisticas>

⁴⁶ O Banco Central começou a “coletar” as expectativas de inflação somente após a adoção do Sistema de Metas de Inflação.

⁴⁷ Para consultar a série histórica, acessar o seguinte endereço eletrônico: <https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/financiamento/guia/custos-financeiros/taxa-juros-longo-prazo-tjlp>

⁴⁸ Vale ressaltar que a partir de 01 de janeiro de 2018 a TJLP foi substituída pela TLP (Taxa de Longo Prazo). No entanto, como a primeira continua sendo calculada e divulgada trimestralmente pelo Conselho Monetário Nacional (por conta dos contratos de financiamento celebrados com o BNDES antes de 01 de janeiro de 2018 que ainda estão em vigor e que foram indexados à TJLP), optou-se por utilizá-la em toda a série histórica (inclusive para o ano de 2018) para evitar descontinuidades metodológicas.

percentual acumulada nos últimos 12 meses), de tal forma que os valores amostrais estão em termos reais.

7) Concessão de crédito: somatório das concessões de crédito com recursos livres (série encadeada ao crédito referencial) para pessoas físicas e jurídicas (em R\$ milhões), cuja fonte foi o “Sistema Gerenciador de Séries Temporais” do Banco Central⁴⁹. Como as séries têm periodicidade mensal, a amostra trimestral foi obtida por meio do somatório dos valores mensais.

8) Resultado Primário: Resultado primário em relação ao PIB (%). Série de elaboração própria construída por meio do quociente entre o resultado primário real (IPCA base dez 2018) acumulado trimestral pelo PIB trimestral a valores correntes de dez 2018 (ambas as séries em R\$ milhões). No que diz respeito ao resultado primário real, utilizou-se como fonte dos dados as séries temporais disponibilizadas no *site* do Tesouro Nacional⁵⁰. Quanto ao PIB trimestral a valores correntes, a fonte foi, mais uma vez, a tabela completa relativa às Contas Nacionais Trimestrais (quarto trimestre de 2018) divulgada pelo IBGE. Além disso, cabe mencionar que a série acumulada trimestral do resultado primário real foi construída com base no somatório dos valores mensais (dado que esta série tem periodicidade mensal). Por fim, faz-se mister ressaltar que como há valores negativos na série de dados, foram construídos números índices (tendo sido utilizado como base 100 o valor relativo à 2000.I) a fim de que os dados pudessem ser trabalhados em escala logarítmica.

⁴⁹ As séries podem ser acessadas por meio do seguinte endereço eletrônico: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>

⁵⁰ As referidas séries temporais podem ser acessadas por meio do seguinte endereço eletrônico: <https://www.tesourotransparente.gov.br/visualizacao/series-temporais-do-tesouro-nacional> (Tema: 10 – Resultado Fiscal do Governo Central; Subtema: 10.5 – Resultado Primário).

9) Taxa de Câmbio Real: Taxa de câmbio real bilateral entre Brasil e EUA (em que a média 2010 equivale à base 100) disponibilizada pelo Ipeadata⁵¹. Tal taxa é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/US\$) e a relação entre o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-EP-DI/FGV) do Brasil e o Índice de Preços ao Produtor (IPP) americano. Mais uma vez, como os dados originais têm periodicidade mensal, a amostra trimestral foi obtida por meio da média geométrica dos valores mensais.

⁵¹ Dados: macroeconômico; Tema: Câmbio.

3.2 Análise Resultados Modelos Econométricos

3.2.1 Modelo 1: *Backward looking*⁵²

O modelo 1 é *backward looking*, em que, de acordo com a teoria “padrão” relativa à curva IS, buscou-se estimar esta curva para a economia brasileira utilizando como regressores somente variáveis defasadas, a saber: o hiato do produto e a taxa de juros real *ex post*. Vale destacar que, conforme a maioria dos artigos empíricos revisados no capítulo 2, na especificação do modelo foram utilizadas duas defasagens do hiato e uma da taxa de juros real. Desta forma, o modelo 1 é representado pela seguinte equação:

$$h_t = \alpha + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \gamma r_{t-1} + u_t \quad (23),$$

onde h_t equivale ao hiato do produto, r_t à taxa de juros real *ex post* e u_t representa um termo de erro.

O método empregado na estimação do modelo foi o dos mínimos quadrados ordinários (MQO), já que, também de acordo com a revisão bibliográfica empírica, este foi o método largamente utilizado na estimação de modelos deste tipo⁵³. Isto posto, seguem abaixo os resultados encontrados na estimação.

Tabela 1: Resultados Modelo Backward Looking com duas defasagens do hiato do produto

	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor	Conclusão*
h_{t-1}	1,095	0,109	10,04	0,000	Significativo
h_{t-2}	-0,402	0,108	-3,730	0,000	Significativo
r_{t-1}	-0,003	0,002	-1,590	0,117	Não significativo
const	0,005	0,004	1,510	0,135	Não significativo

Elaboração Própria

*Resultados avaliados de acordo com um nível de significância de 5%.

É possível observar que as duas defasagens do hiato do produto são estatisticamente significativas para explicar as variações no hiato corrente, sendo o sinal da primeira positivo e o da segunda negativo. Cabe destacar que esta alternância de sinal já era esperada devido ao caráter cíclico do hiato do produto (vide gráfico 2 do anexo I),

⁵² Os resultados econométricos completos de todas as regressões e testes efetuados na análise do modelo 1 encontram-se no anexo II.

⁵³ Este autor deseja que os resultados encontrados na presente dissertação sejam os mais compatíveis possíveis com os dos artigos empíricos revisados.

além do fato de que, conforme apêndice 1, o emprego do método HP na sua estimação gera, por construção, hiatos simétricos.

Quanto à significância em termos estatísticos do coeficiente associado à defasagem da taxa de juros real *ex post*, tem-se que, apesar do seu sinal ser negativo (ou seja, de acordo com o previsto pela teoria sobre curva IS), é não significativo, o que configura um indício de que na economia brasileira se verifique o “enigma” da curva IS quando da sua estimação por meio de um modelo *backward looking* “padrão”.

A fim de verificar se os erros do modelo são autocorrelacionados, realizou-se o teste Breusch-Godfrey cujos resultados⁵⁴ não permitiram a rejeição da H_0 relativa à ausência de correlação serial, ou seja, de acordo com o referido teste, há indícios de que o modelo não apresenta o problema da autocorrelação serial.

Com o intuito de proceder um teste de robustez para o modelo com duas defasagens do hiato do produto, decidiu-se por reestimar o modelo *backward looking* com mais uma defasagem do hiato, de acordo com a seguinte equação representativa:

$$h_t = \alpha + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 h_{t-3} + \gamma r_{t-1} + u_t \quad (24).$$

Os resultados da reestimação podem ser vistos na tabela 2 a seguir.

⁵⁴ Vide anexo II.

Tabela 2: Resultados Modelo Backward Looking com três defasagens do hiato do produto

	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor	Conclusão*
h_{t-1}	1,093	0,121	9,04	0,000	Significativo
h_{t-2}	-0,407	0,173	-2,36	0,021	Significativo
h_{t-3}	0,001	0,119	0,01	0,990	Não significativo
r_{t-1}	-0,003	0,002	-1,69	0,096	Não significativo
const	0,006	0,004	1,59	0,117	Não significativo

Elaboração Própria

*Resultados avaliados de acordo com um nível de significância de 5%.

De acordo com os resultados acima, é possível depreender que o coeficiente estimado da terceira defasagem do hiato do produto é não estatisticamente significativo; logo, pode-se concluir que esta defasagem não contribui para explicar os movimentos no hiato corrente. Desta maneira, há evidências a favor de que o modelo com somente duas defasagens do hiato do produto seja robusto e, doravante, adotar-se-á este número de defasagens nas estimações dos modelos a seguir.

3.2.2 Modelo 2: *Forward looking*⁵⁵

O modelo 2 é *forward looking*, onde, na especificação de uma curva IS para o Brasil, foi utilizada, além de duas defasagens do hiato do produto, uma taxa de juros real do tipo *forward* ou *ex ante* (que depende da expectativa de inflação para os próximos 12 meses), sendo esta a principal diferença em relação ao modelo 1⁵⁶. Além disso, vale destacar que a taxa de juros real (*ex ante*), em linha com a revisão bibliográfica empírica, não foi defasada. Desta forma, o modelo *forward looking* é representado pela seguinte equação:

$$h_t = \alpha + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \gamma (i_t - \pi_t^e) + u_t \quad (25),$$

⁵⁵ Os resultados econométricos completos de todas as regressões e testes efetuados na análise do modelo 2 estão disponíveis no anexo III.

⁵⁶ Diferentemente dos artigos empíricos revisados que adotam este tipo de especificação, nesta dissertação optou-se por não utilizar como um dos regressores a expectativa do hiato do produto para o próximo período (os orientadores não concordaram com a utilização da hipótese de expectativas racionais para a construção desta série, conforme feito nos artigos revisados).

em que i_t equivale à taxa de juros nominal corrente, ou seja, à taxa Selic e π_t^e à expectativa corrente de inflação para os próximos 12 meses medida pelo IPCA (logo, γ é o coeficiente associado à taxa de juros real *ex ante*).

Devido à presença de uma variável explicativa de cunho expectacional, o modelo 2 foi estimado por meio do método dos momentos generalizados (GMM, na sigla em inglês)⁵⁷, utilizando como instrumentos duas defasagens da taxa de juros nominal e da taxa de inflação esperada para os próximos 12 meses. Antes de apresentar os resultados obtidos na estimação (tabela 3 a seguir), vale mencionar que foi realizado um teste J⁵⁸ a fim de avaliar se os instrumentos utilizados são adequados e, como resultado, não foi possível rejeitar a H_0 relativa ao conjunto de instrumentos ser válido (ou seja, há indícios a favor de que os instrumentos sejam adequados).

⁵⁷ Adicionalmente, de acordo com a revisão bibliográfica empírica, foi observado que a maioria dos artigos revisados que adotam uma especificação da IS do tipo *forward looking*, empregaram o GMM na sua estimação.

⁵⁸ Vide anexo III.

Tabela 3: Resultados Modelo Forward Looking

	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística z	p-valor	Conclusão*
h_{t-1}	1,219	0,294	4,15	0,000	Significativo
h_{t-2}	-0,613	0,239	-2,57	0,010	Significativo
$i_t - \pi_t^e$	-0,005	0,003	-1,64	0,102	Não significativo
const	0,009	0,005	1,65	0,099	Não significativo

Elaboração Própria

*Resultados avaliados de acordo com um nível de significância de 5%.

De acordo com os resultados acima, pode-se perceber que, assim como no modelo *backward looking*, as duas defasagens do hiato do produto são estatisticamente significativas para explicar as variações no hiato corrente (a alternância de sinal dos coeficientes também é verificada). Adicionalmente, tem-se que o coeficiente relativo à taxa de juros real *ex ante* mostrou-se estatisticamente não significativo (embora negativo), o que permite concluir que a utilização de uma taxa de juros do tipo *forward* (ao invés de uma *ex post*) na estimação de uma curva IS para o Brasil não é suficiente para “recuperar” a significância da taxa de juros real para explicar os movimentos no produto. Em outras palavras, no modelo *forward looking* também há evidências a favor da verificação do *puzzle* da curva IS na economia brasileira.

3.2.3 Modelo 3: *Backward looking ampliado*⁵⁹

Diante de ter-se encontrado indícios a favor do “enigma” da IS tanto de acordo com o modelo *backward looking* “padrão” quanto com o *forward looking*, decidiu-se por utilizar um modelo *backward looking* ampliado para a estimação de uma curva IS para o Brasil a fim de avaliar se uma das possíveis causas para o *puzzle* é a omissão de variáveis relevantes no modelo “padrão”. Neste sentido, às variáveis utilizadas no modelo 1 foram acrescentadas uma defasagem das seguintes variáveis: total de concessões de crédito com recursos livres (*concessao_credito*), resultado primário em relação ao PIB

⁵⁹ Os resultados econométricos completos de todas as regressões e testes efetuados na análise do modelo 3 encontram-se no anexo IV.

(*resultado_primario*) e taxa de câmbio real bilateral entre Brasil e EUA (*cambio_real*)⁶⁰.

Desta forma, a equação representativa do modelo é:

$$h_t = \alpha + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \gamma r_{t-1} + \theta concessao_credito_{t-1} + \varphi resultado_primario_{t-1} + \xi cambio_real_{t-1} + u_t \quad (26).$$

Assim como no modelo 1, o método dos MQO foi empregado para estimar os parâmetros do modelo ampliado. Desta forma, os resultados obtidos seguem na tabela 4 abaixo.

Tabela 4: Resultados Modelo Backward Looking Ampliado com taxa de juros real (de curto prazo) ex post

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor	Conclusão*
h_{t-1}	1,029	0,115	8,98	0,000	Significativo
h_{t-2}	-0,376	0,108	-3,47	0,001	Significativo
r_{t-1}	-0,006	0,003	-2,04	0,045	Significativo
$concessao_credito_{t-1}$	-0,009	0,007	-1,45	0,151	Não significativo
$resultado_primario_{t-1}$	0,005	0,016	0,30	0,765	Não significativo
$cambio_real_{t-1}$	-0,010	0,008	-1,23	0,224	Não significativo
const	0,094	0,131	0,72	0,474	Não significativo

Elaboração Própria

*Resultados avaliados de acordo com um nível de significância de 5%.

De acordo com os resultados encontrados, cabe observar que as estimativas dos coeficientes associados às defasagens do hiato do produto continuam sendo estatisticamente significativas (com a já mencionada alternância de sinal). Além disso, e mais importante para os objetivos desta dissertação, pode-se perceber que a inclusão de variáveis no modelo *backward looking* foi capaz de “recuperar” a significância estatística da taxa de juros real *ex post* para a explicação dos movimentos no produto (resultado em linha com o previsto pela teoria sobre curva IS). Sendo assim, é possível inferir que a omissão de variáveis relevantes no modelo *backward looking* “padrão” é uma das

⁶⁰ O motivo da escolha destas variáveis foi exposto no item 3.1.

possíveis causas para a verificação do *puzzle* da curva IS na economia brasileira, dado que no modelo ampliado não há indícios da sua verificação.

Todavia, convém ressaltar que apesar da referida “recuperação” da significância estatística da taxa de juros real *ex post*, nenhuma das variáveis incluídas no modelo mostrou-se estatisticamente significativa para explicar os movimentos no hiato corrente. Além disso, tem-se que, de acordo com os resultados das estimações, um aumento de 1% na referida taxa (tudo o mais constante) provocaria uma redução de somente 0,006% no hiato do produto corrente, o que nos permite inferir que o grau de sensibilidade do produto a variações na taxa de juros real é muito baixo. A título de comparação, aumentos de 1% na primeira e na segunda defasagens do hiato do produto provocariam (tudo o mais constante), respectivamente, um aumento de 1,029% e uma redução de 0,376% sobre o hiato corrente. Sendo assim, pode-se concluir que o hiato do produto corrente é muito mais sensível a variações nas suas defasagens (em especial, à primeira) do que a variações na taxa de juros real *ex post*.

Por último, a fim de avaliar se a IS seria melhor especificada em termos da taxa de juros de longo prazo (em termos reais) do que da de curto prazo, decidiu-se pela reestimação do modelo ampliado com a taxa de longo no lugar da de curto. Desta maneira, a equação representativa do modelo passou a ser:

$$h_t = \alpha + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \gamma \text{tjlp_real}_{t-1} + \theta \text{concessao_credito}_{t-1} + \varphi \text{resultado_primario}_{t-1} + \xi \text{cambio_real}_{t-1} + u_t \quad (27).$$

Os resultados da estimação dos parâmetros da equação acima podem ser vistos na tabela 5, a seguir.

Tabela 5: Resultados Modelo Backward Looking Ampliado com taxa de juros de longo prazo em termos reais

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	p-valor	Conclusão*
h_{t-1}	1,030	0,118	8,74	0,000	Significativo
h_{t-2}	-0,339	0,116	-2,93	0,005	Significativo
$tjlp_real_{t-1}$	0,088	0,057	1,56	0,124	Não significativo
$concessao_credito_{t-1}$	-0,002	0,006	-0,27	0,789	Não significativo
$resultado_primario_{t-1}$	0,0004	0,016	0,03	0,980	Não significativo
$cambio_real_{t-1}$	-0,008	0,008	-1,01	0,314	Não significativo
const	-0,355	0,304	-1,16	0,248	Não significativo

Elaboração Própria

*Resultados avaliados de acordo com um nível de significância de 5%.

De acordo com os resultados das estimações, tem-se que os coeficientes associados às duas defasagens do hiato do produto continuam sendo estatisticamente significativos (mais uma vez, a alternância de sinal é verificada); no entanto, o coeficiente associado à taxa de juros de longo prazo (em termos reais) mostrou-se não significativo em termos estatísticos para explicar as variações no produto. Além disso, é possível perceber que o sinal do coeficiente desta taxa é positivo e, portanto, contrário ao esperado, pois, ao menos intuitivamente, espera-se que aumentos na taxa de juros de longo prazo provoquem efeitos adversos sobre o produto devido aos impactos negativos sobre o investimento (encarecimento do crédito para investimento de longo prazo). Sendo assim, pode-se concluir que a IS é melhor especificada em termos da taxa de juros real de curto prazo, já que quando da utilização da taxa de longo no lugar da de curto, o *puzzle* permanece.

Conclusão

Acredita-se, com base no exposto acima, que esta dissertação alcançou o objetivo de estimar uma curva IS para o Brasil desde a implementação do Sistema de Metas de Inflação, avaliando se, de fato, variações na taxa de juros real provocam efeitos de sinal contrário e estatisticamente significativos sobre o produto. Paralelamente, preencheu-se um *gap* identificado na literatura empírica relativa à economia brasileira (em relação a de outros países) por meio da discussão de se no Brasil o *puzzle* da curva IS é verificado ou não.

De acordo com os resultados das estimações, foi possível depreender que, assim como observado nos artigos empíricos relativos a outros países⁶¹, há indícios de que no Brasil também se verifique o “enigma” da curva IS quando da sua estimação por meio de um modelo “padrão” (que utiliza como regressores somente defasagens do hiato do produto e da taxa de juros real *ex post*, conforme modelo 1). Além disso, constatou-se que a ausência de termos expectacionais na especificação da IS não é uma das possíveis causas para o *puzzle*, já que na especificação em que a taxa de juros real *ex post* foi substituída pela *ex ante* (modelo 2), também foram encontrados indícios a favor da ocorrência do referido fenômeno. Por fim, foi verificado que somente por meio da inclusão de outras variáveis à especificação dita “padrão” (modelo 3) que a significância estatística da taxa de juros real foi “recuperada” para a explicação dos movimentos no hiato do produto corrente.

Desta forma, pode-se concluir que a utilização de uma especificação “padrão” para a estimação de uma curva IS relativa à economia brasileira não é capaz de refletir, satisfatoriamente, os efeitos das variações na taxa de juros real sobre o produto. A fim de

⁶¹ Sendo a única exceção os artigos relativos à economia norte-americana.

que estes efeitos sejam devidamente “capturados”, faz-se necessário incluir outras variáveis na especificação da curva IS para o Brasil.

Todavia, convém ressaltar que mesmo com a referida “recuperação” da significância estatística da taxa de juros real, o coeficiente estimado desta variável mostrou-se muito pequeno (módulo igual a 0,006), o que permite inferir que o grau de sensibilidade do produto a variações na taxa de juros real é muito baixo. Sendo assim, de acordo com os resultados encontrados, é possível dizer que a IS relativa à economia brasileira tende a ser vertical, o que significa que mesmo com grandes variações na taxa de juros real, os impactos sobre o produto serão relativamente pequenos.

Cabe destacar também que, com base nos resultados das estimações, na economia brasileira a diferença entre o produto corrente e o potencial de períodos anteriores é muito relevante para explicar esta diferença no período corrente, visto que, nos três modelos avaliados, as defasagens do hiato do produto mostraram-se estatisticamente significativas para explicar as variações no hiato corrente. Além disso, os coeficientes estimados destas variáveis apresentaram valores consideravelmente maiores em módulo do que o do coeficiente da taxa de juros real (mesmo considerando somente o modelo em que o coeficiente desta taxa é significativo). Isto significa que o hiato do produto corrente é muito mais sensível a variações nas suas defasagens do que a variações na taxa de juros real (o que corrobora a supracitada baixa sensibilidade juros do produto).

Por último, constatou-se ainda que a IS relativa à economia brasileira é melhor especificada em termos da taxa de juros real de curto prazo do que da de longo prazo, já que quando da utilização da taxa de longo no lugar da de curto no modelo *backward looking* ampliado, foram obtidos indícios de não significância estatística da taxa de longo prazo para a explicação dos movimentos no hiato do produto corrente. Adicionalmente, o coeficiente estimado da taxa de juros de longo prazo mostrou-se positivo, sendo,

portanto, contrário ao esperado, pelo menos intuitivamente. Sendo assim, pode-se dizer que o *puzzle* da curva IS permanece na economia brasileira, mesmo no modelo ampliado, caso esta seja especificada em termos da taxa de juros real de longo prazo.

Bibliografia

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br>>

BLINDER, Alan S.. Is There a Core of Practical Macroeconomics That We Should all Believe? **The American Economic Review**, v. 87, n. 2, p.240-243, maio 1997. Papers and Proceedings of the Hundred and Fourth Annual Meeting of the American Economic Association. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2950924>>. Acesso em: 05 maio 2019.

BNDES. Disponível em: <<https://www.bndes.gov.br>>.

BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre Antonio; WERLANG, Sérgio Ribeiro C.. **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. jul. 2000. Working Paper Series 01, Banco Central do Brasil. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps01.pdf>>. Acesso em: 30 jun. 2018.

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p.1661-1707, dez. 1999. Disponível em: <<https://www.nyu.edu/econ/user/gertlerm/science.pdf>>. Acesso em: 12 mar. 2019.

FREITAS, Paulo Springer de; MUINHOS, Marcelo Kfoury. **A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil**. abr. 2001. Working Paper Series 18, Banco Central do Brasil. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps18.pdf>>. Acesso em: 30 jun. 2018.

FUHRER, Jeffrey C.; RUDEBUSCH, Glenn D.. Estimating the Euler equation for output. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 6, p.1133-1153, set. 2004. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2003.10.004>>. Acesso em: 23 mar. 2019.

GOODHART, Charles; HOFMANN, Boris. The IS curve and the transmission of monetary policy: is there a puzzle? **Applied Economics**. p. 29-36. 02 fev. 2007. Disponível em: <<https://doi.org/10.1080/0003684042000280355>>. Acesso em: 06 out. 2018.

HAFER, R. W.; JONES, Garrett. Dynamic IS curves with and without money: An international comparison. **Journal of International Money and Finance**. p. 609-616. jun. 2008. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.02.005>>. Acesso em: 20 jan. 2019.

HAWKINS, Raymond J.; NGUYEN, Chau N.. Macroeconomic dynamics and the IS puzzle. **Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal**. p. 1-14. 18 set. 2018. Disponível em: <<http://www.economics-ejournal.org/economics/journalarticles/2018-59>>. Acesso em: 05 out. 2018.

HICKS, J. R.. Mr. Keynes and the "Classics"; A Suggested Interpretation. **Econometrica: Journal of the econometric society**, v. 5, n. 2, p.147-159, abr. 1937. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1907242> .>. Acesso em: 05 abr. 2019.

IBGE. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br>>.

IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

KEYNES, John Maynard. **A TEORIA GERAL DO EMPREGO, DO JURO E DA MOEDA**. São Paulo: Nova Cultural Ltda, 1996. Capítulo 11: A Eficiência Marginal do Capital.

MANKIW, N. Gregory. **Macroeconomia**. 5. ed. Rio de Janeiro, RJ: LTC - Livros Técnicos e Científicos Editora S.A., 2004.

MORE: Mecanismo online para referências, versão 2.0. Florianópolis: UFSC Rexlab, 2013. Disponível em: <<http://www.more.ufsc.br/>>. Acesso em: 08 ago 2019.

MOREIRA, Tito Belchior S.; SOUZA, Geraldo da Silva e; ALMEIDA, Charles Lima de. The Fiscal Theory of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policies: The Brazilian Case. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 27, n. 1, p.85-106, maio 2007. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/view/1573>>. Acesso em: 01 jul. 2018.

NELSON, Edward. **What Does the Uk's Monetary Policy and Inflation Experience Tell Us About the Transmission Mechanism?** nov. 2001. CEPR Discussion Paper No. 3047. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=290521>. Acesso em: 22 out. 2018.

PORTUGAL, Pedro Aledi. **Estimação dos parâmetros das curvas IS e de Phillips da economia brasileira: 1994/2001**. 2005. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Escola de Pós-graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/74>>. Acesso em: 24 jun. 2018.

ROMER, David. **Advanced Macroeconomics**. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 2012.

ROMER, David. **Short-Run Fluctuations**. 2018. Copyright 2018 by David Romer. Disponível em: <<https://eml.berkeley.edu/~dromer/papers/Romer%20Short-Run%20Fluctuations%20January2018.pdf>>. Acesso em: 12 maio 2019.

RUDEBUSCH, Glenn D.; SVENSSON, Lars E. O.. **Policy rules for inflation targeting**. 1998. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 6512. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w6512>>. Acesso em: 19 nov. 2018.

RUDEBUSCH, Glenn D.; SVENSSON, Lars E. O.. Eurosystem monetary targeting: Lessons from U.S. data. **European Economic Review**, v. 46, n. 3, p.417-442, mar. 2002. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292101001635?via%3Dihub>>. Acesso em: 20 nov. 2018.

SNOWDON, Brian; VANE, Howard R.. **Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State**. Cheltenham, UK & Northampton, MA, Usa: Edward Elgar, 2005.

SUMMA, Ricardo. Uma Avaliação Crítica das Estimativas de Produto Potencial para o Brasil. **Revista Análise Econômica**, v. 30, n. 57, p.151-174, mar. 2012. Disponível em: <<https://seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/article/view/12008>>. Acesso em: 10 set. 2018.

TAYLOR, John B.. Teaching Modern Macroeconomics at the Principles Level. **American Economic Review**, v. 90, n. 2, p.90-94, maio 2000. Disponível em: <https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/2000/Teaching_Modern_Macroeconomics_at_the_Principles_Level.pdf>. Acesso em: 05 maio 2019.

TESOURO NACIONAL. Disponível em: < <http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>.

WOODFORD, Michael. **Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy**. Princeton, New Jersey & Woodstock, Oxfordshire: Princeton University Press, 2003.

Apêndice I - Métodos de Estimação do Produto Potencial

Este apêndice tem como objetivo apresentar uma breve revisão sobre os diferentes métodos de estimação do produto potencial, o que será feito de acordo com Summa (2012).

O primeiro método apresentado pelo autor é o da função de produção, o qual (em linha com a teoria do Novo Consenso) reflete a ideia de que o produto potencial é exógeno. De acordo com Summa, este método consiste na estimação de uma série temporal do produto potencial que leva em consideração o estoque dos fatores de produção, seu uso eficiente (produtividade total dos fatores) e sua utilização em um nível que não acelere a inflação, além de pressupor o pleno emprego destes fatores.

O referido autor destaca que tal método supõe, em geral, a utilização da seguinte função de produção do tipo Cobb-Douglas para a estimação do produto potencial: $Y_t^* = A_t (K_t NAICU_t)^\alpha (L_t(1 - NAIRU_t))^{1-\alpha}$, em que Y_t^* é o nível do produto potencial, A_t é a produtividade total dos fatores, K_t é o estoque de capital, $NAICU$ é o nível de utilização da capacidade instalada que não acelera a inflação, L_t é o estoque de trabalho, $NAIRU$ é a taxa de desemprego que não acelera a inflação e α é a contribuição do fator capital para o produto (logo, $1 - \alpha$ é a contribuição do fator trabalho para o produto).

Quanto à avaliação dos resultados empíricos dos trabalhos que utilizam este método, o autor salienta que, apesar de se referirem a períodos amostrais diferentes, os hiatos dos produtos encontrados são, na sua maioria, assimétricos para baixo, o que é equivalente ao produto efetivo situar-se abaixo do potencial. Desta maneira, Summa (2012) afirma que os resultados obtidos de acordo com este método, apesar de serem teoricamente condizentes com a visão de produto potencial exógeno do Novo Consenso, são contraditórios, uma vez que, de acordo com o referido modelo, hiatos negativos

tenderiam a gerar uma tendência contínua de desaceleração da inflação, o que não se verificou na prática na economia brasileira durante os períodos amostrais utilizados pelos autores avaliados. Por fim, cabe ressaltar que, segundo o autor, o método da função de produção não pode ser considerado totalmente exógeno, pois a estimação da série relativa à produtividade total dos fatores é obtida via resíduo do produto efetivo, o que faz com que esta estimação se comporte de maneira pró-cíclica.

O segundo método apresentado em Summa (2012) é o da utilização de filtros estatísticos, o qual considera que o produto potencial pode ser medido pela tendência de longo prazo do produto efetivo. O autor salienta que o filtro estatístico mais tradicionalmente utilizado é o filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) univariado que consiste em suavizar a série histórica do produto efetivamente observado. Segundo o autor, a série não observada é gerada ao minimizar o quadrado da diferença entre a série efetiva e a tendência, assim como o quadrado da diferença entre a variação da tendência em $t + 1$ e em t , de acordo com a seguinte expressão: $\{Y_t^*\}_{t=1}^T = \operatorname{argmin}\{\sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y_t^*)^2 + \lambda[(\ln Y_{t+1}^* - \ln Y_t^*) - (\ln Y_t^* - \ln Y_{t-1}^*)]^2\}$, em que Y_t é o produto efetivo, Y_t^* é o produto potencial e λ é o parâmetro relativo à suavização (que regula a variabilidade da tendência).

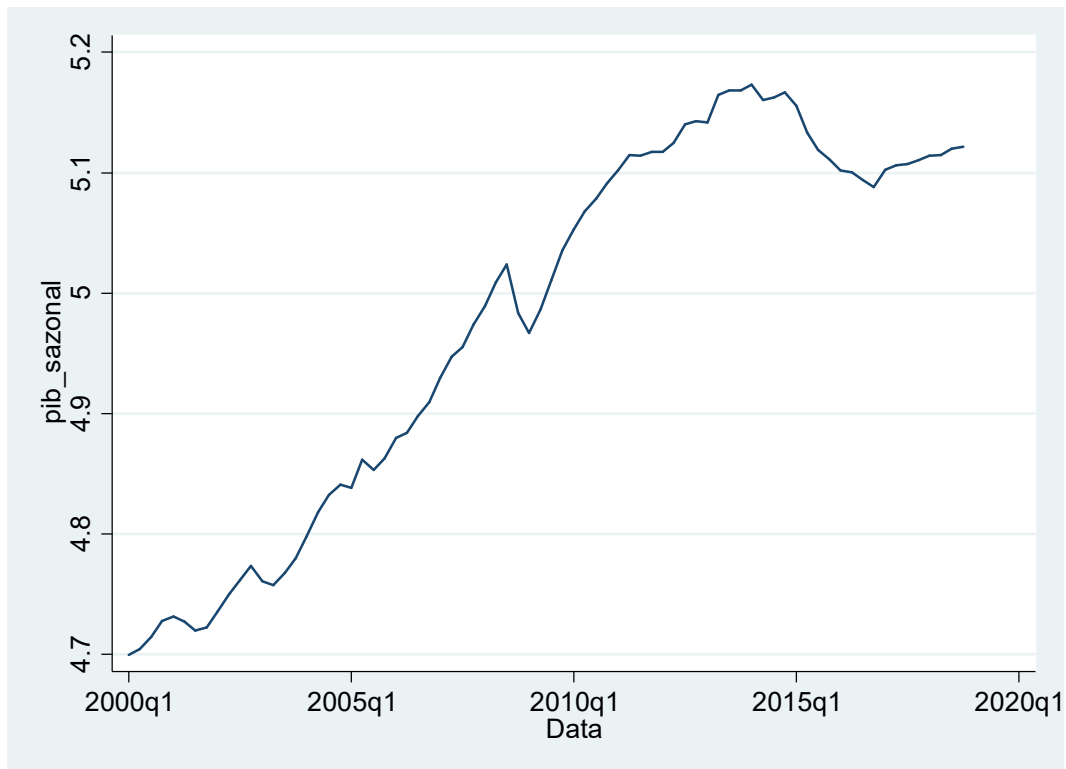
É mencionado ainda que a série de produto potencial calculada pelo filtro HP gera hiatos simétricos, pois como esta série é calculada por uma espécie de média móvel do produto efetivo, estará, algumas vezes, acima deste e, outras, abaixo. Sendo assim, o autor observa que o produto potencial obtido por meio da utilização de filtros estatísticos é, por construção, afetado pelo produto efetivo devido ao fato de ser derivado de uma tendência de longo prazo calculada a partir deste; sendo, portanto, endógeno e, conseqüentemente, incompatível com o conceito de produto potencial exógeno do Novo Consenso.

O terceiro e último método apresentado em Summa (2012) é o do produto potencial endógeno calculado pela função de produção. O autor esclarece que este método é, na verdade, uma combinação dos dois métodos apresentados anteriormente, dado que consiste na estimação do produto potencial pela função de produção aliada à aplicação de filtros estatísticos em algumas variáveis, tais como, a taxa de desemprego e o nível de utilização de capacidade para a obtenção da NAIRU e da NAICU. Desta forma, de acordo com o autor, este método, como seu próprio nome diz, também produz estimativas endógenas do produto potencial, já que estas dependem de estimações da NAIRU e da NAICU, as quais, por sua vez, dependem dos valores observados da taxa de desemprego e do nível de utilização da capacidade, o que faz com que as variáveis não aceleradoras da inflação sejam uma espécie de média móvel das suas respectivas taxas históricas.

Sendo assim, em linha com o descrito acima, o autor conclui que quanto mais exógeno e determinado por fatores do lado da oferta for o produto potencial estimado, menor é a sua aderência empírica (devido à presença de hiatos do produto negativos e persistentes); e a tentativa de tornar os resultados empiricamente mais aderentes por meio da utilização de filtros estatísticos acaba endogeneizando as estimativas do produto potencial, uma vez que as torna dependentes dos níveis de produto e de demanda efetiva, o que é, em termos teóricos, contrário ao produto potencial exógeno apregoado pelo NCM.

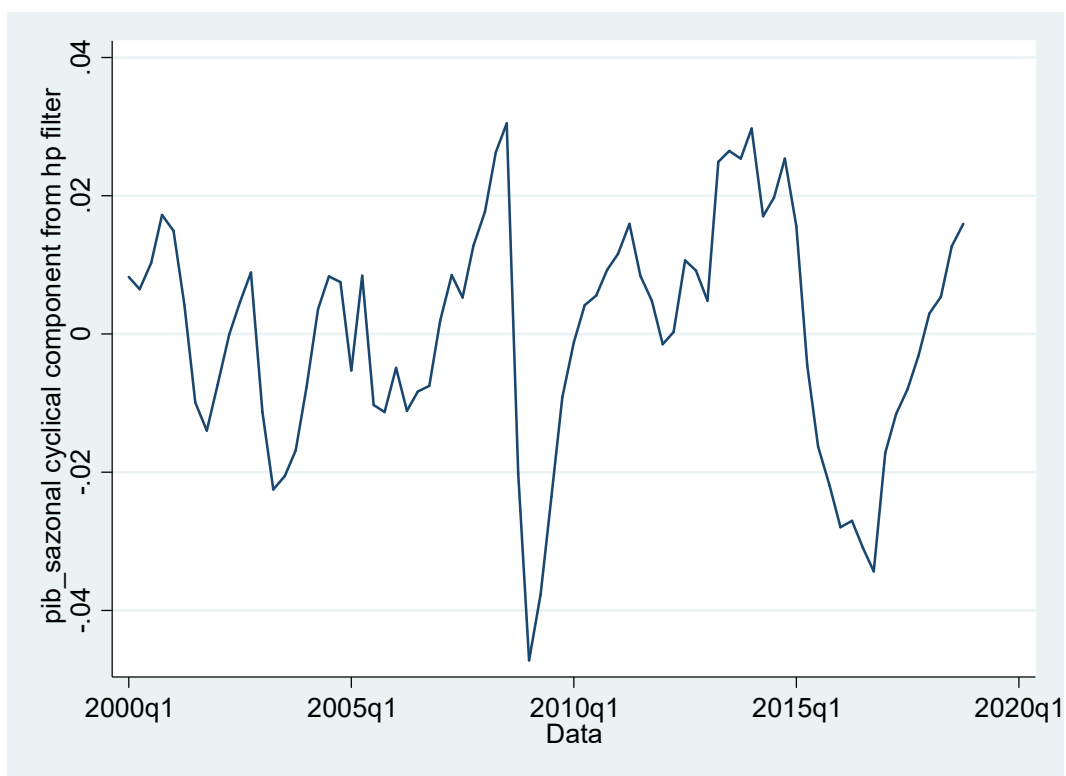
Anexo I - Gráficos relativos às trajetórias ao longo do tempo de cada uma das variáveis

Gráfico 1: PIB (série encadeada em nível do índice de volume trimestral com ajuste sazonal)



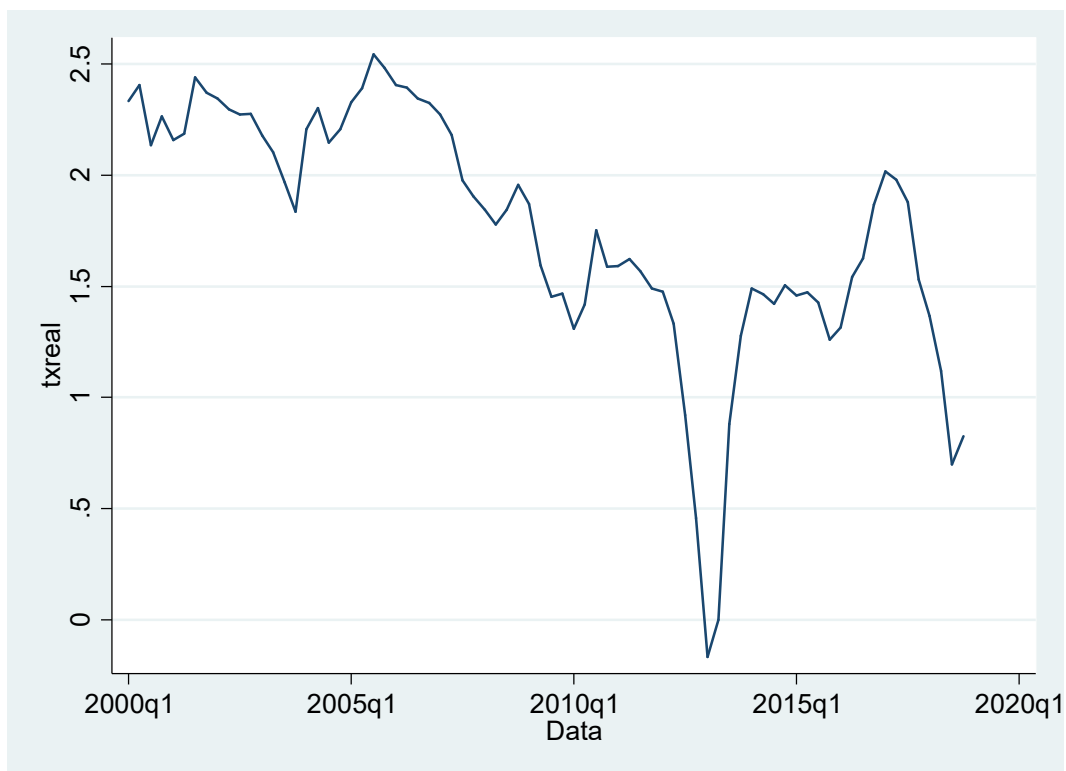
Elaboração própria

Gráfico 2: Hiato do Produto (construído com base no filtro HP)



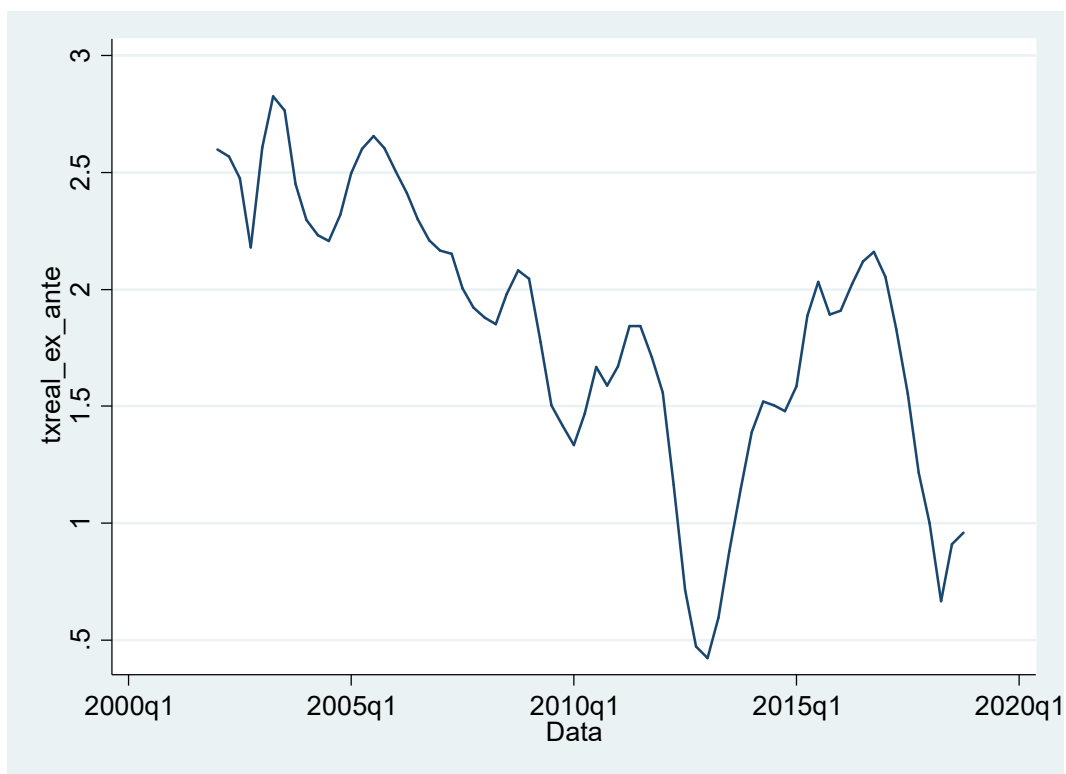
Elaboração própria

Gráfico 3: Taxa de Juros Real ex post (% a.a.)



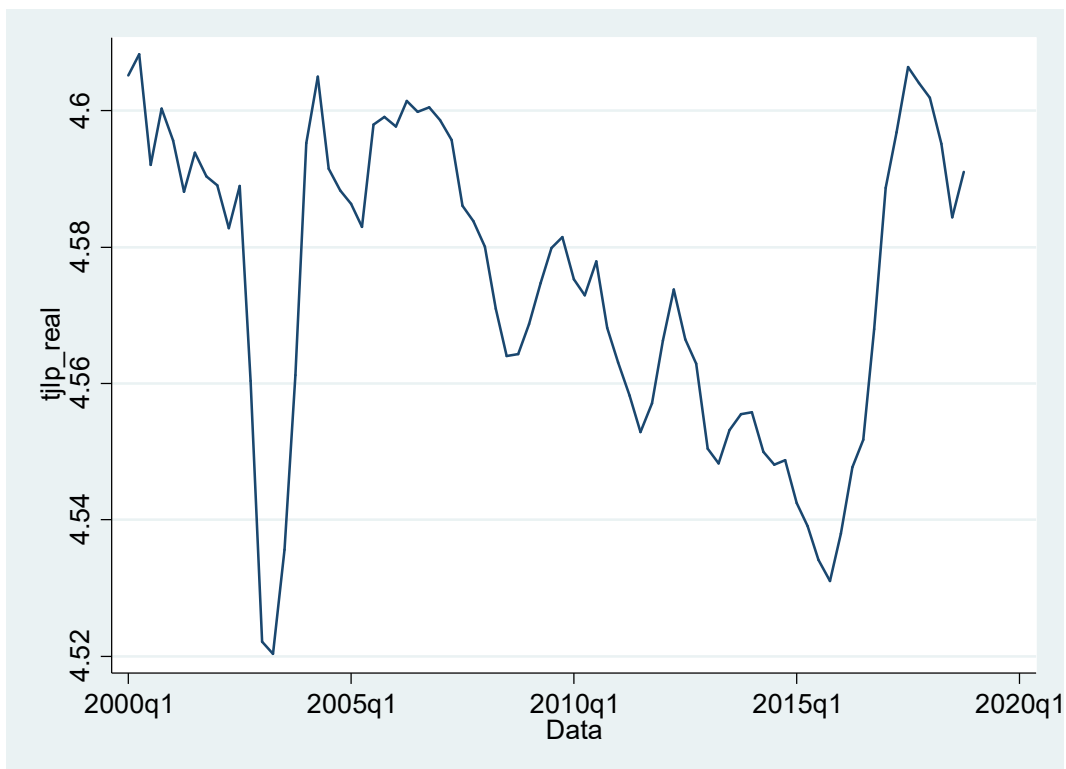
Elaboração própria

Gráfico 4: Taxa de Juros Real ex ante (% a.a.)



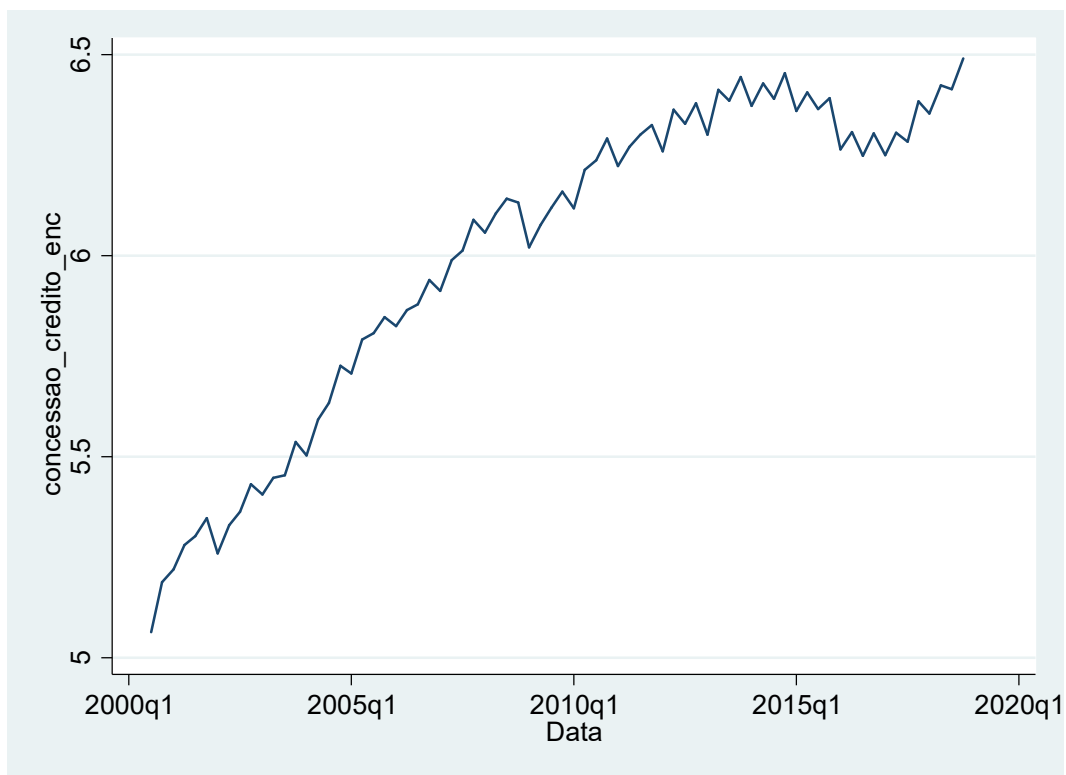
Elaboração própria

Gráfico 5: Taxa de Juros de Longo Prazo (% a.a.) em termos reais



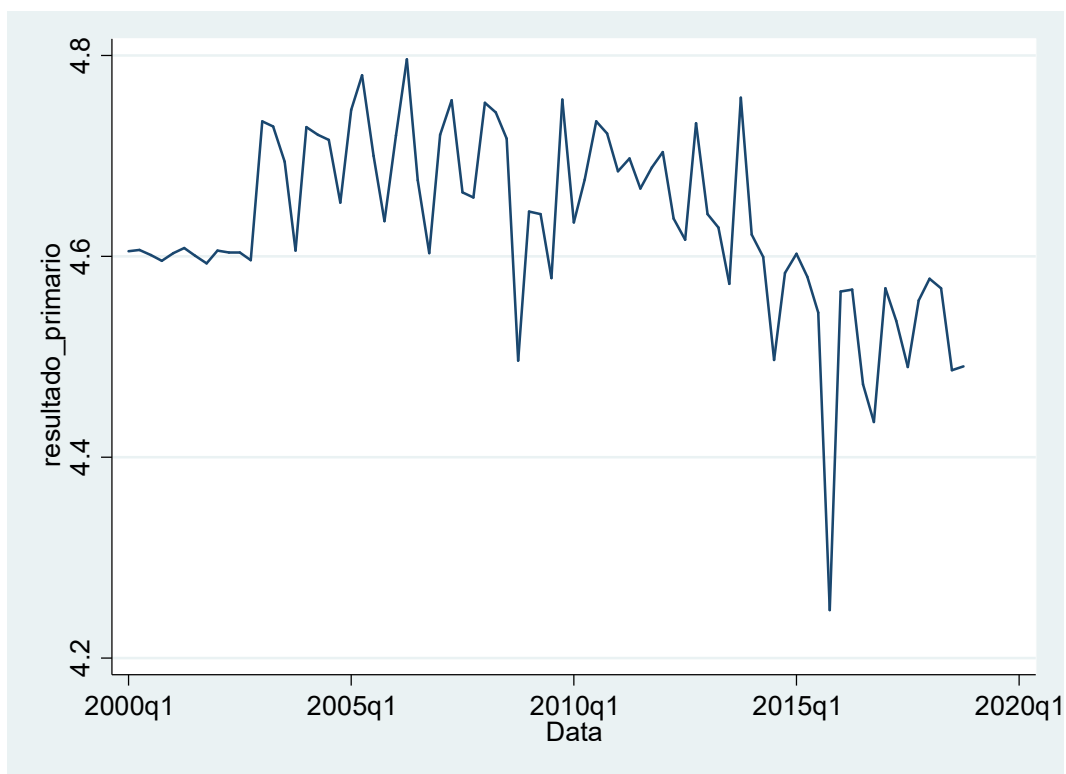
Elaboração própria

Gráfico 6: Total de Concessões de Crédito com Recursos Livres (R\$ milhões)



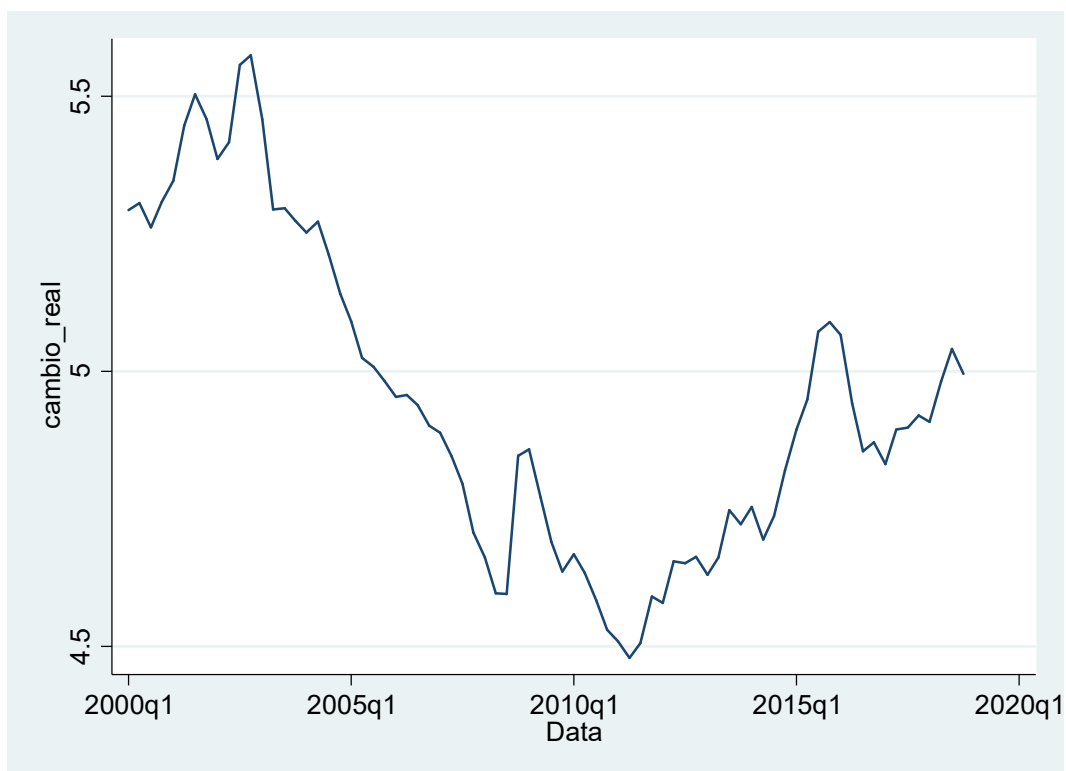
Elaboração própria

Gráfico 7: Resultado Primário em Relação ao PIB (%)



Elaboração própria

Gráfico 8: Taxa de Câmbio Real Bilateral entre Brasil e EUA



Elaboração própria

Anexo II - Resultados modelo 1: *backward looking*

```
. reg hiato_pib_sazonal L1.hiato_pib_sazonal L2.hiato_pib_sazonal L1.txreal
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	74
				F(3, 70)	=	56.04
Model	.014670078	3	.004890026	Prob > F	=	0.0000
Residual	.006108266	70	.000087261	R-squared	=	0.7060
				Adj R-squared	=	0.6934
Total	.020778344	73	.000284635	Root MSE	=	.00934

hiato_pib_sazonal	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
hiato_pib_sazonal					
L1.	1.095492	.1091549	10.04	0.000	.8777892 1.313195
L2.	-.4023787	.1077587	-3.73	0.000	-.6172966 -.1874607
txreal					
L1.	-.003108	.0019595	-1.59	0.117	-.0070161 .0008001
_cons	.0054213	.0035807	1.51	0.135	-.0017202 .0125628

```
. estat bgodfrey, lags(1/2)
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.010	1	0.9193
2	1.204	2	0.5476

H0: no serial correlation

```
. reg hiato_pib_sazonal L1.hiato_pib_sazonal L2.hiato_pib_sazonal L3.hiato_pib_sazonal L1.txreal
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	73
				F(4, 68)	=	41.24
Model	.014634541	4	.003658635	Prob > F	=	0.0000
Residual	.006032077	68	.000088707	R-squared	=	0.7081
				Adj R-squared	=	0.6910
Total	.020666618	72	.000287036	Root MSE	=	.00942

hiato_pib_sazonal	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
hiato_pib_sazonal						
L1.	1.093357	.1209142	9.04	0.000	.8520769	1.334638
L2.	-.4069372	.1725366	-2.36	0.021	-.7512286	-.0626458
L3.	.0014357	.1193091	0.01	0.990	-.2366419	.2395133
txreal						
L1.	-.0033821	.0020034	-1.69	0.096	-.0073799	.0006157
_cons	.0057769	.0036394	1.59	0.117	-.0014853	.0130392

```
. estat bgodfrey, lags(1/3)
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.249	1	0.6179
2	1.686	2	0.4304
3	2.257	3	0.5208

H0: no serial correlation

Anexo III - Resultados modelo 2: *forward looking*

```
. gmm ( hiato_pib_sazonal - {b1}*L1.hiato_pib_sazonal - {b2}* L2.hiato_pib_sazonal - {b3}*
> txreal_ex_ante - {b4}), instruments( L1.txnominal L2.txnominal L1.infl_esperada L2.infl_e
> sperada )
```

Step 1

```
Iteration 0: GMM criterion Q(b) = .0000907
Iteration 1: GMM criterion Q(b) = 2.585e-06
Iteration 2: GMM criterion Q(b) = 2.585e-06
```

Step 2

```
Iteration 0: GMM criterion Q(b) = .03328113
Iteration 1: GMM criterion Q(b) = .02543455
Iteration 2: GMM criterion Q(b) = .02543455 (backed up)
```

GMM estimation

```
Number of parameters = 4
Number of moments = 5
Initial weight matrix: Unadjusted
GMM weight matrix: Robust
Number of obs = 66
```

	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
/b1	1.219112	.2938407	4.15	0.000	.6431952	1.795029
/b2	-.61318	.2388627	-2.57	0.010	-1.081342	-.1450177
/b3	-.0051813	.0031679	-1.64	0.102	-.0113903	.0010278
/b4	.008934	.0054173	1.65	0.099	-.0016837	.0195516

```
Instruments for equation 1: L.txnominal L2.txnominal L.infl_esperada L2.infl_esperada
_cons
```

```
. estat overid
```

Test of overidentifying restriction:

Hansen's J chi2(1) = 1.67868 (p = 0.1951)

Anexo IV - Resultados modelo 3: *backward looking* ampliado

```
. reg hiato_pib_sazonal L1.hiato_pib_sazonal L2.hiato_pib_sazonal L1.txreal L1.concessao_cr
> edito_enc L1.resultado_primario L1.cambio_real
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	73
Model	.014953165	6	.002492194	F(6, 66)	=	28.79
Residual	.005713453	66	.000086567	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7235
				Adj R-squared	=	0.6984
Total	.020666618	72	.000287036	Root MSE	=	.0093

hiato_pib_sazonal	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
hiato_pib_sazonal						
L1.	1.029107	.1146056	8.98	0.000	.8002897	1.257925
L2.	-.3760611	.1084635	-3.47	0.001	-.5926154	-.1595069
txreal						
L1.	-.0056596	.0027713	-2.04	0.045	-.0111926	-.0001265
concessao_credito_enc						
L1.	-.0094731	.0065215	-1.45	0.151	-.0224937	.0035476
resultado_primario						
L1.	.0047048	.0156622	0.30	0.765	-.0265658	.0359754
cambio_real						
L1.	-.0100135	.0081586	-1.23	0.224	-.0263026	.0062756
_cons	.0941795	.1306775	0.72	0.474	-.1667265	.3550855

```
. estat bgodfrey, lags(1/2)
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.016	1	0.8984
2	0.629	2	0.7303

H0: no serial correlation

```
.
```

```
. reg hiato_pib_sazonal L1.hiato_pib_sazonal L2.hiato_pib_sazonal L1.tjlp_real L1.concessao
> _credito_enc L1.resultado_primario L1.cambio_real
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	73
Model	.014807918	6	.002467986	F(6, 66)	=	27.80
Residual	.0058587	66	.000088768	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7165
				Adj R-squared	=	0.6907
Total	.020666618	72	.000287036	Root MSE	=	.00942

hiato_pib_sazonal	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
hiato_pib_sazonal						
L1.	1.030104	.1178716	8.74	0.000	.7947657	1.265442
L2.	-.3387832	.1155317	-2.93	0.005	-.5694497	-.1081167
tjlp_real						
L1.	.0884385	.0567218	1.56	0.124	-.0248102	.2016872
concessao_credito_enc						
L1.	-.0016816	.0062707	-0.27	0.789	-.0142014	.0108382
resultado_primario						
L1.	.0003975	.015697	0.03	0.980	-.0309426	.0317375
cambio_real						
L1.	-.008428	.008312	-1.01	0.314	-.0250234	.0081674
_cons						
	-.354698	.304465	-1.16	0.248	-.962582	.253186

```
. estat bgodfrey, lags(1/2)
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.557	1	0.4554
2	0.564	2	0.7541

H0: no serial correlation

```
.
```