



Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas

Departamento de Economia

# Fatores Comuns e a Taxa de Câmbio

João Pedro Fontoura da Silva

Brasília

2021

João Pedro Fontoura da Silva

## Fatores Comuns e a Taxa de Câmbio

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília como requisito parcial para a obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientadora: Prof<sup>a</sup>. Marina Delmondes de Carvalho Rossi, PhD

Universidade de Brasília  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas  
Departamento de Economia

Brasília  
2021

## AGRADECIMENTOS

Considero este trabalho não como um marco do fim da graduação em Economia, mas sim, um símbolo do conhecimento adquirido e de todo meu empenho ao longo dos últimos anos. Nesse momento de reflexão com o fim de um ciclo, não posso deixar de agradecer àqueles que, direta ou indiretamente, auxiliaram na minha trajetória.

Sobretudo tenho de agradecer a meus pais e irmã, por estarem ao meu lado em todos os momentos. Seu amor incondicional foi um verdadeiro porto seguro frente a todas as turbulências. Vocês são tudo para mim!

A meus familiares e amigos, que, estando longe ou perto, celebram minhas conquistas e dão todo seu apoio quando mais preciso.

Agradeço os meus ex-colegas de equipe na Gerência de Atividade Econômica da Confederação Nacional da Indústria; ter tido a oportunidade de estagiar em contato direto com profissionais da área econômica foi uma experiência muito enriquecedora.

Agradeço também a minha orientadora, professora Marina Rossi, cuja experiência, paciência e ajuda foram fundamentais para o desenvolvimento deste trabalho.

Não menos importante, agradeço a Deus por iluminar o caminho e me mostrar que sempre há novas oportunidades.

## RESUMO

Baseando-se principalmente em Felício e Rossi Júnior (2014), este trabalho replica a realização de análise por fatores comuns em um painel de dados de taxa de câmbio, ampliando o estudo, porém, de forma a aumentar o horizonte temporal ao incluir anos subsequentes na amostra. Os resultados demonstram a capacidade do modelo em extrair informações-chave para o entendimento dos determinantes do movimento das taxas de câmbio; além disso, o modelo apresentou melhora significativa em termos de performance preditiva em relação ao benchmark do passeio aleatório.

**Palavras-chave:** taxa de câmbio, fatores comuns, previsão

## ABSTRACT

Based mainly on Felício and Rossi Júnior (2014), this work replicates a common factors analysis in an exchange rate data panel, expanding the aforementioned study, however, in order to increase the time horizon by including subsequent years in the sample. Results demonstrate the model's ability to extract key information to understand the driving forces of exchange rate movements; in addition, the model also shows significant improvement in terms of forecasting performance in relation to the random walk benchmark.

**Key-words:** exchange rate, common factors, forecasting

## Lista de figuras

<b>FIGURA 1:</b> Taxa de câmbio nominal BRL/USD . . . . .	<b>13</b>
<b>FIGURA 2:</b> Produção industrial Brasil & EUA . . . . .	<b>14</b>
<b>FIGURA 3:</b> Nível de preço Brasil & EUA . . . . .	<b>14</b>
<b>FIGURA 4:</b> M1 Brasil & EUA . . . . .	<b>15</b>
<b>FIGURA 5:</b> Evolução dos fatores comuns . . . . .	<b>16</b>
<b>FIGURA 6:</b> Variância acumulada explicada pelos primeiros 18 fatores extraídos . . . . .	<b>17</b>
<b>FIGURA 7:</b> RMSE dos modelos dividido pelo RMSE do random walk . . . . .	<b>28</b>

## Lista de tabelas

<b>TABELA 1:</b> Identificação dos fatores . . . . .	<b>18</b>
<b>TABELA 2:</b> Correlações . . . . .	<b>20</b>
<b>TABELA 3:</b> Resultados da identificação dos fatores . . . . .	<b>21</b>
<b>TABELA 4:</b> Resultados dos testes de raiz unitária . . . . .	<b>23</b>
<b>TABELA 5:</b> Resultados dos testes <i>in-sample</i> . . . . .	<b>24</b>
<b>TABELA 6:</b> Teste de causalidade Granger . . . . .	<b>25</b>
<b>TABELA 7:</b> Resultados dos testes <i>out-of-sample</i> . . . . .	<b>27</b>
<b>TABELA 8:</b> Resultados dos testes <i>out-of-sample</i> (método recursivo) . . . . .	<b>28</b>

# Sumário

<b>1</b>	<b>Introdução</b>	<b>9</b>
<b>2</b>	<b>Revisão de literatura</b>	<b>10</b>
<b>3</b>	<b>Dados</b>	<b>13</b>
<b>4</b>	<b>Um modelo de previsão da taxa de câmbio</b>	<b>16</b>
4.1	Fatores comuns . . . . .	17
<b>5</b>	<b>Identificação dos fatores comuns</b>	<b>18</b>
<b>6</b>	<b>Previsibilidade da taxa de câmbio</b>	<b>23</b>
6.1	Testes de raiz unitária . . . . .	23
6.2	Previsão <i>in-sample</i> . . . . .	24
6.2.1	Causalidade Granger . . . . .	25
6.3	Previsibilidade <i>out-of-sample</i> . . . . .	25
6.3.1	<i>Rolling Windows</i> . . . . .	26
6.3.2	<i>Recursiva</i> . . . . .	27
<b>7</b>	<b>Conclusões</b>	<b>28</b>

\*



# 1 Introdução

O colapso do sistema de Bretton Woods, no início dos anos 1970, significou o fim da conversibilidade dólar-ouro, padrão de paridade entre as moedas nacionais. Em seu lugar, o regime flutuante da taxa de câmbio passou a ser gradualmente adotado pelos países; o Brasil, em particular, passou a adotá-lo em 1999, como um dos pilares de sustentação de um novo tripé macroeconômico.

Meese e Rogoff (1983) verificaram a dificuldade em se prever a taxa de câmbio. Baseando-se em modelos estruturais sugeridos pela teoria econômica, seus testes demonstraram que estes modelos convencionais não detêm maior poder preditivo em comparação a um passeio aleatório (*random walk*). O resultado é especialmente surpreendente quando levamos em consideração que as previsões dos modelos estruturais são feitas com base em valores realizados das variáveis explicativas, constituindo assim o que se passou a denominar o "Quebra-cabeça de Meese e Rogoff" (*Meese and Rogoff Puzzle*).

Seguindo nos passos de Felício e Rossi Júnior (2014), neste trabalho foi realizada uma análise de fatores principais para a extração de informações ocultas em tendências comuns de algumas moedas do globo. Com isso, é possível relacionar esses fatores a variáveis observáveis, *proxies* de choques econômicos, de modo a analisar a relação destes com a dinâmica do câmbio.

A motivação em seguir a abordagem de Felício e Rossi Júnior (2014) é verificar se os resultados por eles obtidos são robustos para além do horizonte de estimação original. Os dados do trabalho de Felício e Rossi Júnior (2014) findam em 2011; desde então, a economia mundial sofreu diversos choques, alguns ainda na esteira da crise financeira de 2008, como também os causados pelo fim do ciclo das *commodities*, o aumento das tensões comerciais internacionais e, mais recentemente, uma pandemia seguida de contração aguda da atividade econômica. No caso específico do Brasil, é importante citar também a passagem por uma recessão entre o fim de 2014 até o início de 2017.

Os resultados encontrados no presente trabalho mostram que esta análise por fatores comuns obtém sucesso nesse objetivo; além disso, o modelo de fatores construído apresentou melhora significativa em termos de performance preditiva em relação ao *benchmark* do passeio aleatório.

O trabalho está estruturado como a seguir: a segunda seção cobre a literatura relacionada aos determinantes da dinâmica do câmbio e à previsão da taxa de câmbio. A

terceira seção apresenta os dados utilizados ao longo do trabalho, enquanto a quarta seção discorre sobre o modelo de fatores e as especificações dos modelos utilizados com fim de previsão. Na quinta seção é feita a análise de identificação dos fatores comuns extraídos, enquanto a sexta seção trata dos modelos de previsão do câmbio, tanto *in-sample* quanto *out-of-sample*. Por fim, as considerações finais.

## 2 Revisão de literatura

Desde o artigo de Meese e Rogoff (1983), a realização de estudos da relação da taxa de câmbio com outras variáveis macroeconômicas, como agregados monetários, taxa de juros, inflação, hiato do produto, produtividade, entre outras, tem tentado encontrar algum modelo com melhor poder preditivo que o benchmark do *random walk* apresentado por Meese e Rogoff (1983).

Modelos monetários de determinação da taxa de câmbio realçam o conceito dessa variável como preço relativo entre duas moedas distintas, preço esse fruto da demanda e oferta relativas de estoque monetário, além de diferenciais da taxa de juros e produto relativos. Em seu artigo de 1976 sobre o tema, Dornbusch (1976) construiu um modelo de preços viscosos de ajuste da taxa de câmbio, fazendo uma conexão entre expansões monetárias e uma depreciação da taxa de câmbio, e postulando a ocorrência de desvios da taxa de câmbio de seu valor de equilíbrio em reação a variações monetárias no curto prazo.

Ainda que o arcabouço teórico dos modelos monetários tenha encontrado grande destaque na literatura de determinação da taxa de câmbio, a validade de seus achados tem encontrado recepção mista. O modelo teve um *revival* em Mark (1995), que encontrou uma relação significativa entre os movimentos da taxa de câmbio e os *fundamentals* monetários; contudo, a robustez de seus achados foi questionada por artigos posteriores (Berkowitz e Giorgianni, 2001; Kilian, 1999; Groen, 1999; Faust et al., 2003). Desde então, outras tentativas de encontrar uma ligação entre essa classe de variáveis e a taxa de câmbio têm sofrido novas iterações, com variados níveis de sucesso, como em Mark e Sul (2001) e Groen (2005).

Em seu artigo de 2005, Cheung et al. (2005) buscam testar a performance dos modelos de determinação da taxa de câmbio surgidos em sua maioria ao longo dos anos

1990. Seus resultados ecoam os de Meese e Rogoff (1983), não encontrando um modelo que conseguisse obter uma melhor performance que o *random walk* consistentemente no curto prazo.

Uma forma alternativa de análise da relação entre a taxa de câmbio e a política monetária é enxergar esta última como sendo determinada por uma função de reação específica, tomando o diferencial entre taxas de juro como instrumento, ao invés do nível de variáveis macroeconômicas (Mark, 2009). Engel e West (2004), Mark (2009) e Moldtsova e Papell (2009) modelam uma função de determinação da taxa de câmbio por meio de variáveis da Regra de Taylor, cuja performance apresenta resultados promissórios na previsão das mudanças de sentido de movimento de longo prazo da taxa de câmbio.

O âmago da questão sobre o relativo insucesso na construção de modelos com bom poder preditivo para a taxa de câmbio, contudo, pode estar na própria determinação dessa variável. Como destacado por Felício e Rossi Júnior (2014), se tomarmos a taxa de câmbio como um valor descontado de variáveis macroeconômicas presentes e futuras, a dinâmica de variáveis não observáveis, como *noise trading* e prêmio de risco, exerceria influência sobre o movimento das taxas de câmbio, assim como as já conhecidas variáveis observáveis estudadas na literatura – preços, hiato do produto, taxas de juros, entre outras. E, como destacado em Mark (2009), se a correlação entre as variáveis observáveis e não observáveis for pequena, é possível que uma boa parte da variação da taxa de câmbio não esteja sendo devidamente capturada pelos modelos com base nos parâmetros usuais, tendo por resultado um baixo poder de previsão.

A partir disso, pode-se imaginar que a inconsistência da relação entre os *fundamentals* macroeconômicos com os movimentos da taxa de câmbio seja que os modelos estejam essencialmente não capturando de forma correta o impacto de fatores não observados, ou a formação de expectativas pelos agentes de mercado.

Baccheta e van Wincoop (2004 e 2013) corroboram com essa linha de raciocínio, através de um mecanismo denominado por eles de *Scapegoat Theory* ("teoria do bode expiatório", em tradução livre). Os autores exploram a possibilidade de que a determinadas variáveis macroeconômicas sejam atribuídas demasiada importância na determinação da taxa de câmbio, por causa de informações heterogêneas no mercado; a verdadeira força por detrás dos movimentos da taxa de câmbio seria um conjunto de variáveis não observáveis pelos agentes.

O *microstructure approach* entende a determinação da taxa de câmbio como derivada de sequências de *order flow*, isto é, de pressões de demanda líquida dos diversos agentes envolvidos em operações de câmbio (Evans e Lyons, 2002; Chinn e Moore, 2011). O *order flow* agrega aspectos de informação processados em relação aos *fundamentals* macroeconômicos que serão devidamente precificados no câmbio. As variações na taxa de câmbio seriam uma consequência desse processo, antecipando mudanças de níveis futuras dos componentes macroeconômicos (Vitale, 2007).

O presente trabalho segue em uma vertente distinta dos modelos e proposições anteriores, utilizando fatores principais de modo a extrair componentes comuns do movimento das taxas de câmbio em um grupo de 18 países, considerando um período após a adoção do regime de câmbio flutuante pelo Brasil. Espera-se que, de modo a obter informações relevantes para a previsão da taxa de câmbio, um número parcimonioso de fatores esteja relacionado a variáveis não observáveis e cujos movimentos influam sobre a dinâmica da taxa de câmbio de modo significativo (Groen 2006, Felício e Rossi Júnior, 2014).

Métodos de *Vector Autoregression* (VAR) podem não ser apropriados quando da utilização de um grande painel de dados. Isso porque essa técnica exige a estimação de muitos parâmetros (Forni e Reichlin, 1998). Assim, o modelo de fatores surge como alternativa mais viável à estimação e aplicação no presente estudo, na medida em que simplifica o modelo, diminui a quantidade de parâmetros a serem estimados, e pode extrair e computar os principais drivers não observados de movimento das taxas de câmbio; os dados também são mais prontamente obtidos, quando em comparação com o *microstructure approach*. Este trabalho pretende estabelecer, pela aplicação do modelo, uma ligação entre as características dos fatores com respeito ao grupo de países selecionados e variáveis *proxy* de choques globais, que possa melhorar o entendimento da dinâmica da taxa de câmbio.

A hipótese é de que as taxas de câmbio possuem informação oculta em tendências comuns, que podem ser extraídas de modo a obter-se modelos de previsão mais acurados. Essa informação retida pode ser proveniente de variáveis cuja mensuração não é exatamente representativa de seus níveis verdadeiros. Em Groen (2006), Engel et al. (2015) e Greenway-McGrevy et al. (2018), as previsões da taxa de câmbio com o modelo de fatores obtêm resultados promissores relativos ao desempenho do passeio aleatório.

### 3 Dados

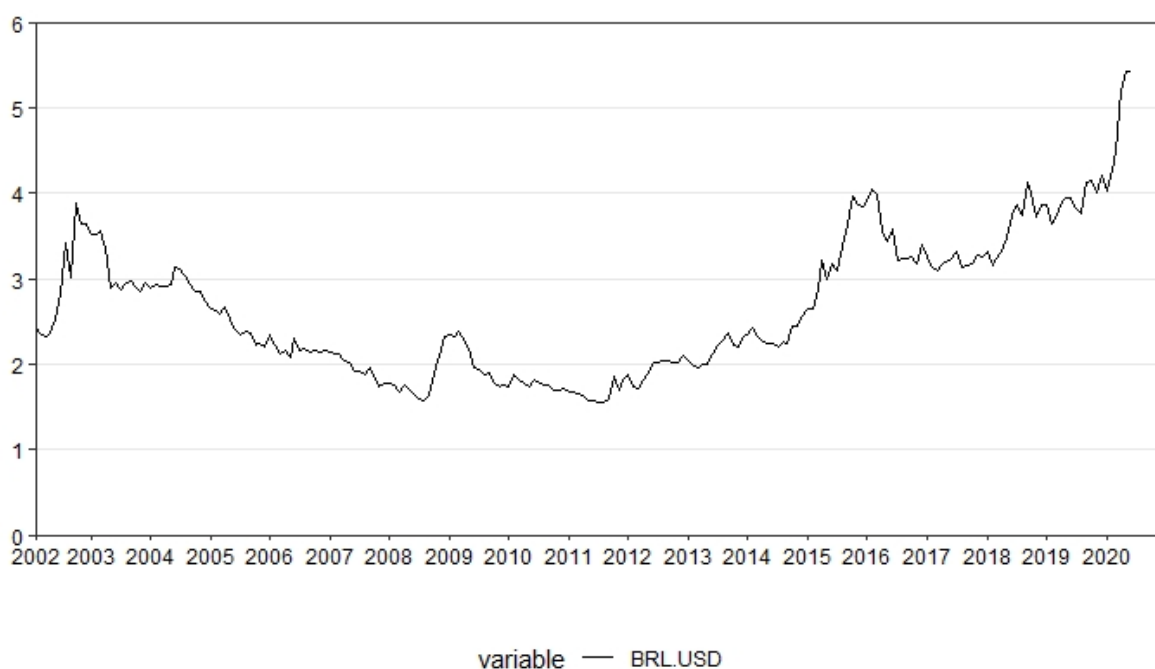
Os dados-base usados neste estudo são de frequência mensal, com início em janeiro de 2002 e término em junho de 2020. Salvo indicação do contrário, os dados finais estão formatados em log-diferença; assim, a amostra total compreende 221 observações. Os dados de câmbio referem-se à cotação de fim de período, em unidades de moeda nacional relativas a um dólar americano, dentre uma seleção de 19 países. Estes foram selecionados por seguirem um regime de câmbio flutuante e política monetária independente, segundo relatório do Fundo Monetário Internacional (2020): África do Sul, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Coréia do Sul, Filipinas, Islândia, Israel, Japão, México, Nova Zelândia, Noruega, Polônia, Reino Unido, Suécia, Suíça, Turquia e a Zona do Euro. Esses dados foram coletados em sua maior parte a partir de séries históricas disponibilizadas pelos respectivos Bancos Centrais dos países selecionados, ou junto à base de dados do Federal Reserve St. Louis (FED).

Com relação às variáveis macroeconômicas, os modelos mais tradicionais da literatura utilizam diferenciais de níveis de preço, hiato do produto e oferta monetária para a previsão da taxa de câmbio. Os índices de inflação mensal dessazonalizada acumulada em doze meses utilizados foram o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (IPCA), divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e o *Consumer Price Index* (CPI, Índice de Preços ao Consumidor em inglês) americano, obtido do U.S. Bureau of Labor Statistics. A oferta monetária considerada é o M1 do Brasil e dos EUA, obtidos a partir das séries históricas mensais dessazonalizadas divulgadas pelo Banco Central do Brasil e do FED St. Louis, respectivamente. As produções industriais mensais dessazonalizadas do Brasil e dos EUA foram tomadas como aproximações do produto nacional, em virtude de que este último é calculados em base trimestral; o hiato do produto foi estimado a partir de um filtro Hodrick-Prescott.

A evolução da cotação real/dólar americano nominal durante o período do estudo é ilustrada na figura 1. A variável está em nível. Após uma depreciação ao longo de 2002 com as incertezas associadas ao período eleitoral presidencial, o câmbio apresentou um movimento de apreciação até meados de 2008, interrompido com a crise financeira internacional; o câmbio voltou a apreciar-se em 2009 e apresentou relativa estabilidade de 2010 a 2012. Entre 2012 e 2015 o câmbio se depreciou; a partir da deflagração da crise brasileira, a partir do último trimestre de 2014, o câmbio sofreu uma contínua e

forte depreciação, que se arrefeceu parcialmente no segundo semestre de 2016, seguido de relativa estabilidade nos dois anos seguintes. Nova depreciação se seguiu na segunda metade de 2018, mais uma vez associada às incertezas do período eleitoral. A partir do final de 2019, novo movimento de depreciação cambial se inicia, influenciado por tensões no cenário internacional com a guerra comercial entre os EUA e a China; movimento este que é em muito acelerado, em 2020, com a pandemia de Covid-19, a adoção de medidas restritivas para o combate à mesma, e seus efeitos adversos sobre a economia brasileira e internacional.

**Figura 1 - Taxa de câmbio nominal BRL/USD**



Nas próximas páginas também foram incluídas a evolução das variáveis macroeconômicas utilizadas no estudo. Observando as produções industriais brasileira e americana na figura 2, vê-se que de forma geral a economia brasileira cresceu mais rapidamente do que a americana durante todo o período entre meados de 2004 até meados de 2015; desde então o impacto da crise econômica, entre 2015 e 2017, assim como os efeitos econômicos da pandemia de Covid-19, têm afetado negativamente o crescimento da produção industrial brasileira relativamente à americana. Uma análise da evolução dos índices de preços brasileiro e americano, na figura 3, mostra que, durante todo o período, o ritmo de crescimento do índice de preços brasileiro tem sido superior ao americano.

Ao observar, como ilustrado na figura 4, a evolução do crescimento da oferta mo-

Figura 2 - Produção industrial Brasil &amp; EUA

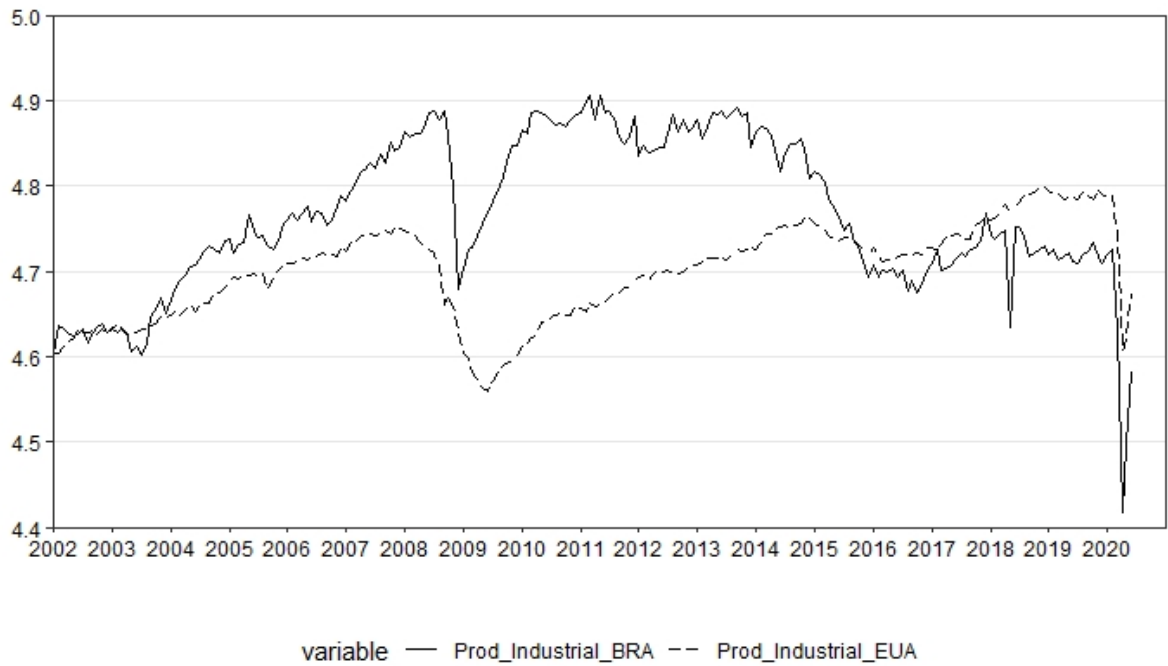
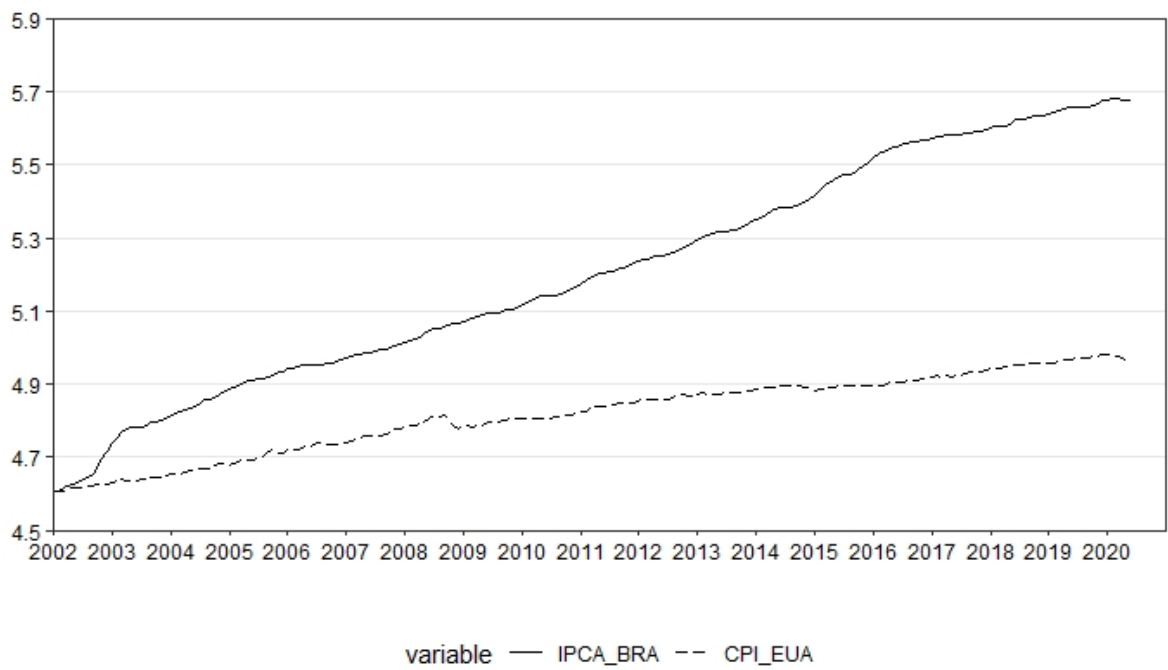
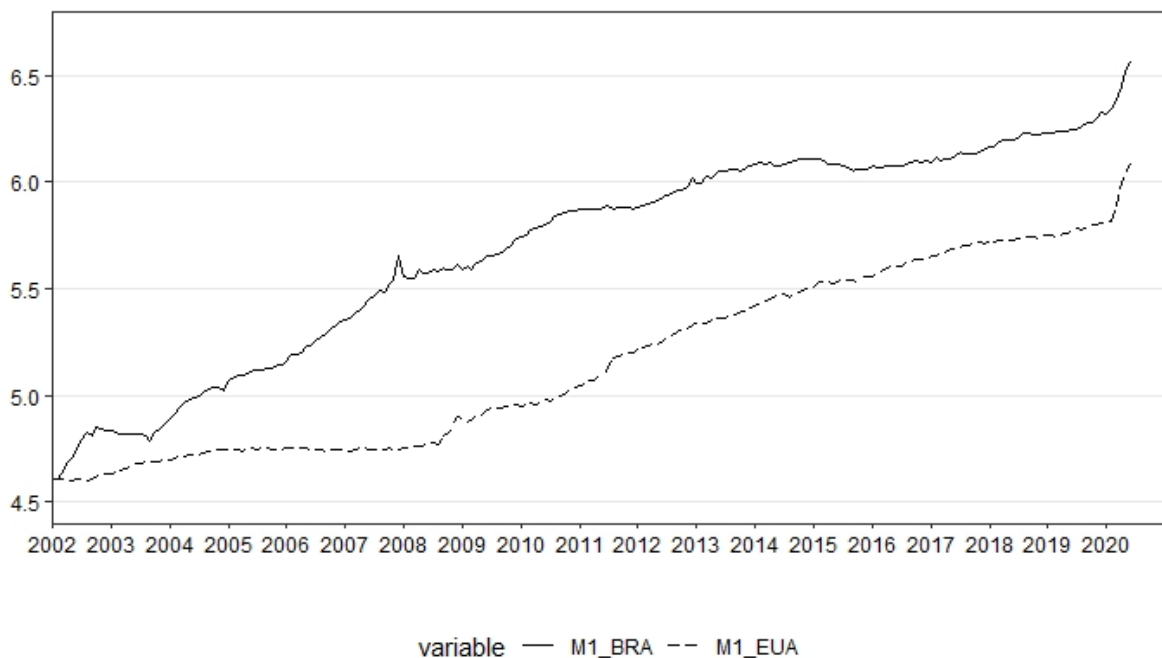


Figura 3 - Nível de preço Brasil &amp; EUA



netária nos dois países, nota-se que no Brasil a expansão monetária tem sido feita de forma mais rápida relativamente aos EUA – entre 2002 e 2008, o M1 americano cresceu pouco; a partir da crise financeira internacional de 2008, contudo, o FED muda de direção na condução da política monetária, com a adoção de políticas fortemente expansionistas como o *Quantitative Easing*. Isso se reflete no aumento da taxa de crescimento da oferta monetária, intensificada em ambos os países ao final do período da amostra, em decorrência de um afrouxamento mais intenso da política monetária de forma a garantir maior liquidez durante a crise associada à pandemia de Covid-19.

**Figura 4 - M1 Brasil & EUA**



## 4 Um modelo de previsão da taxa de câmbio

Seguindo o artigo original de Felício e Rossi Júnior (2014), o modelo de determinação da taxa de câmbio é definido por:

$$\Delta S_t = \alpha + \beta F_t + \gamma Z_t + u_t \quad (1)$$

onde  $\Delta S_t$  é a variação no logaritmo da taxa de câmbio nominal,  $F_t$  é o conjunto de fatores globais comuns e  $Z_t$  o conjunto de variáveis macroeconômicas – estas seguindo as



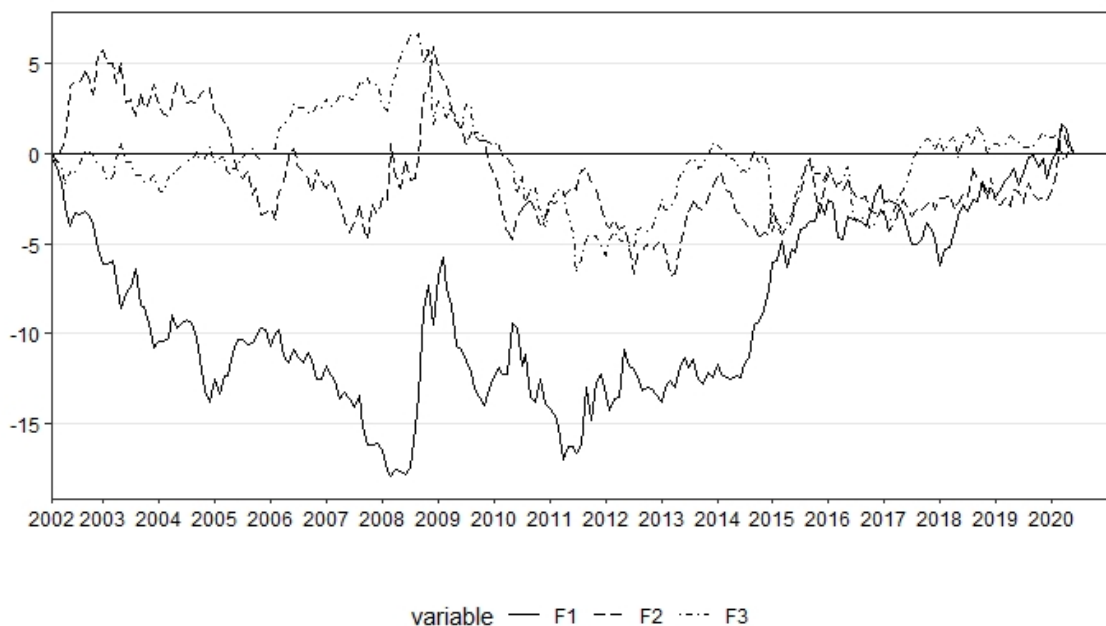
especificações já detalhadas na seção de metodologia, com todas as variáveis estando em log-diferenças.

## 4.1 Fatores comuns

A ideia por detrás da utilização da análise de fatores comuns é investigar um espaço multivariado, explicando a variância das variáveis observáveis em termos de um número pequeno de variáveis não-observáveis, os fatores. A análise segue com a estimação de *factor loadings*, que são a forma de ligação entre os fatores e as variáveis observáveis – o objetivo é estabelecer um significado econômico aos fatores extraídos a depender de uma interpretação dos *loadings*.

O presente estudo realizou um *exploratory factor analysis* para extrair os fatores comuns de um painel com as taxas de câmbio de 18 países, estimando um modelo ortogonal. De forma a determinar um número de fatores apropriado para o modelo, o critério de Kaiser-Guttman foi utilizado, com auxílio de um *scree plot*; assim como no artigo-referência de Rossi Júnior e Felício (2014), os critérios apontaram que a extração de três fatores ( $N=3$ ) seria o mais adequado para analisar a dinâmica dos movimentos da taxa de câmbio. A figura 5 ilustra a evolução dos fatores estimados, acumulados por período.

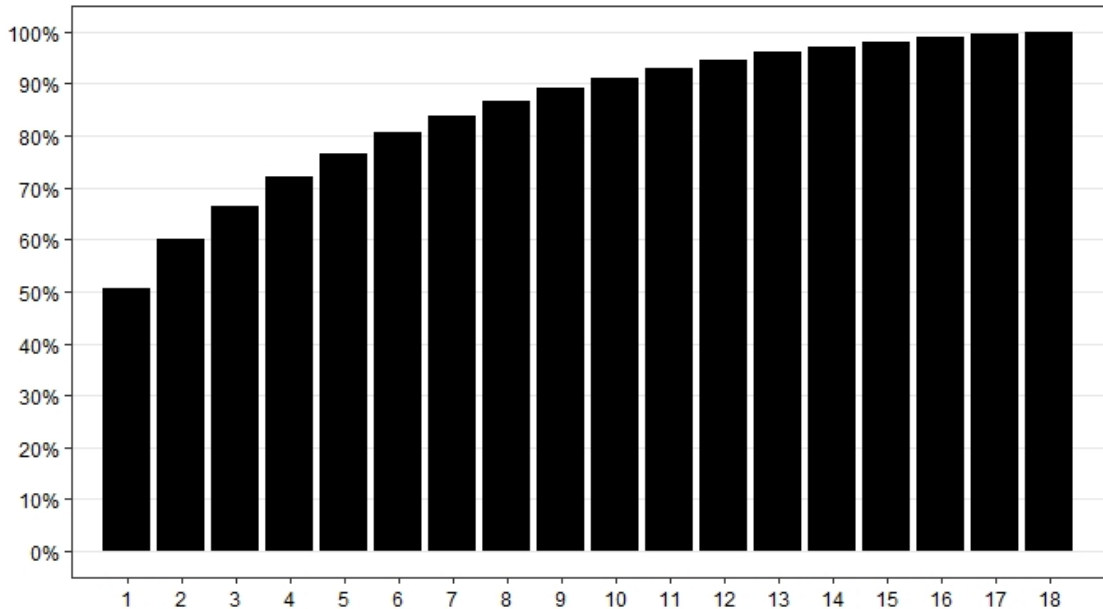
**Figura 5: Evolução dos fatores comuns**



A figura 6 exibe o percentual da variância da taxa de câmbio que é cumulativamente explicada pelos primeiros  $n$  fatores estimados na amostra de 2002 a 2020. Os três

primeiros fatores a serem utilizados na análise realizada por este trabalho explicam 50,7%, 9,4% e 6,2% da variação nos dados, respectivamente.

**Figura 6: Variância acumulada explicada pelos primeiros 18 fatores extraídos**



## 5 Identificação dos fatores comuns

A atribuição de uma interpretação econômica aos fatores estimados pode auxiliar no estabelecimento de uma conexão entre as forças dirigentes dos movimentos da taxa de câmbio e variáveis observáveis, proporcionando um melhor entendimento da determinação do câmbio. Essa identificação e atribuição de significado aos fatores pode ser feita, primariamente, ao analisar os *factor loadings* estimados.

Os resultados da tabela 1 ilustram, à esquerda, os *factor loadings* estimados associados a cada uma das moedas dos 18 países da amostra – à exceção do Brasil, pois sua inclusão no modelo de estimação constituiria uma contaminação da amostra para fins de previsão. O primeiro fator tem carga positiva para todas as moedas; sendo uma média ponderada de todas as taxas de câmbio, segue-se com a interpretação original de Felício e Rossi Júnior (2014), de que o fator reflete os movimentos comuns das moedas em relação à moeda referência – o dólar americano. Em outras palavras, esse fator seria uma representação do Efeito Dólar, isto é, a força do dólar americano com relação à média das

outras moedas.

**Tabela 1: Identificação dos fatores**

	Factor Loadings			Regressões			
	F1	F2	F3	F1	F2	F3	Adj. $R^2$
<b>AUS</b>	0.8615	0.3103	0.1151	0.031 (42.076)*	0.013 (16.660)*	0.007 (7.160)*	0.905
<b>CAN</b>	0.6790	0.3662	-0.1100	0.019 (17.457)*	0.012 (10.351)*	0.005 (-3.603)*	0.657
<b>CHE</b>	0.7783	-0.4228	0.2383	0.023 (47.993)*	-0.015 (-28.663)*	0.011 (18.715)*	0.940
<b>CHL</b>	0.5599	0.3173	0.1061	0.020 (11.463)*	0.014 (7.143)*	0.006 (2.767)*	0.460
<b>EUR</b>	0.8975	-0.2666	-0.1020	0.026 (52.758)*	-0.009 (-17.227)*	-0.005 (-7.639)*	0.934
<b>GBR</b>	0.6593	0.0170	-0.1804	0.017 (13.971)*	0.001 (0.395)	-0.008 (-4.868)*	0.495
<b>ISL</b>	0.5172	0.0870	-0.0094	0.022 (9.143)*	0.004 (1.690)***	-0.001 (-0.212)	0.275
<b>ISR</b>	0.5001	0.0701	-0.0528	0.011 (8.741)*	0.002 (1.348)	-0.002 (-1.176)	0.258
<b>JPN</b>	0.2054	-0.3261	0.2602	0.005 (3.642)*	-0.010 (-6.356)*	0.011 (5.875)*	0.279
<b>KOR</b>	0.6878	0.0907	0.2384	0.022 (16.106)*	0.003 (2.334)*	0.012 (7.111)*	0.587
<b>MEX</b>	0.5705	0.3781	-0.1078	0.019 (17.473)*	0.015 (9.3087)*	0.005 (2.766)*	0.526
<b>NOR</b>	0.7800	0.0008	-0.2080	0.029 (21.240)*	0.00003 (0.023)	-0.012 (-7.214)*	0.695
<b>NZL</b>	0.7993	0.2101	0.2078	0.030 (25.759)*	0.009 (7.443)*	-0.002 (-1.732)*	0.782
<b>PHL</b>	0.4521	0.2271	0.1925	0.007 (8.297)*	0.004 (4.582)*	0.005 (4.500)*	0.327
<b>POL</b>	0.8551	0.0256	-0.1692	0.035 (28.689)*	0.001 (0.946)	-0.011 (-7.230)*	0.799
<b>SWE</b>	0.8838	-0.1234	-0.1514	0.030 (35.513)*	-0.005 (-5.454)*	-0.008 (-7.750)*	0.860
<b>TUR</b>	0.4468	0.3828	-0.0329	0.020 (8.549)*	0.021 (8.052)*	-0.002 (-0.801)	0.381
<b>ZAF</b>	0.5981	0.3065	0.1095	0.030 (12.713)*	0.018 (7.161)*	0.009 (2.965)*	0.499

Tabela 1 – Ilustra os *loadings* de cada fator estimado e os resultados da estimação da equação  $\Delta S_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} + v_{it}$  para cada país  $i$ , sendo  $\sum_{j=1}^3 \delta_{ij} = F_i$  o conjunto dos três fatores comuns (os valores pertinentes à estimação da constante  $\alpha$  foram omitidos da tabela). O conjunto de 18 países e união monetária compreende: Austrália (AUS), Canadá (CAN), Suíça (CHE), Chile (CHL), Zona do Euro (EUR), Reino Unido (GBR), Islândia (ISL), Israel (ISR), Japão (JPN), México (MEX), Noruega (NOR), Nova Zelândia (NZL), Filipinas (PHL), Polónia (POL), Suécia (SWE), Turquia (TUR) e África do Sul (ZAF). (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os p-valores inferiores aos níveis de significância de 1%, 5%, e 10%, respectivamente, enquanto a estatística  $t$  se encontra entre parênteses.

Essa interpretação encontra suporte na análise da evolução do fator na figura 5. De 2002 a meados de 2008, o dólar americano se desvalorizou frente às demais moedas, coincidindo com a queda do fator ao longo do período. Logo em seguida o fator registra um aumento expressivo; o *flight-to-quality* com o advento da crise financeira em 2008 se traduziu em uma apreciação da moeda americana. A queda do fator em 2009 até meados de 2011 – com a exceção de um aumento no primeiro semestre de 2010 – também coincide com a tendência de depreciação do dólar frente às outras moedas no período. Após relativa estabilidade até o fim de 2014, o dólar passou por novo movimento de grande apreciação em 2015, refletindo o ganho de dinamismo da economia americana, e novamente após 2018, com novo movimento de *flight-to-quality* fruto de tensões comerciais internacionais e a pandemia de Covid-19; na figura 5, o fator acompanhou esses movimentos, tendo seu valor aumentado quando o dólar se fortaleceu e diminuído quando este enfraqueceu.

Ao lado direito da tabela 1 estão os resultados da estimação da equação 1, levando

em consideração apenas os fatores comuns. O primeiro fator tem impacto positivo e estatisticamente significativo para todas as moedas relacionadas; além disso, como visto na figura 2, o fator explica mais de 50% da variância das taxas de câmbio na amostra.

Com relação ao segundo fator, a análise dos *factor loadings* encontra similar resultado com o de Felício e Rossi Júnior (2014), em que o fator parece indicar uma divisão entre os países com respeito à percepção de qualidade das moedas nacionais pelos investidores. Moedas com *factor loadings* negativos – sobretudo o iene japonês, o euro e o franco suíço – podem ser vistas como reserva de valor desejáveis em momentos de turbulência na economia global. Já moedas como o peso mexicano e a lira turca são as moedas com os *factor loadings* e coeficientes estimados positivos mais expressivos, sendo também estatisticamente significantes. Assim, o segundo fator representaria o movimento de fuga de capitais em direção a países desenvolvidos.

Para o terceiro fator, contudo, não surge nenhum padrão claro entre os *factor loadings* que permita facilmente a atribuição de uma interpretação econômica como para os outros dois anteriores.

Se os fatores são uma amalgamação da informação oculta em diversos *drivers* da taxa de câmbio, outra forma de identificar os fatores é analisar a correlação dos mesmos com outras variáveis. Deste modo, mais uma vez seguindo Felício e Rossi Júnior (2014), este trabalho analisou a correlação entre os fatores estimados e variáveis observáveis que, segundo a literatura, podem exercer influência sobre os movimentos da taxa de câmbio; mais especificamente, foram utilizadas variáveis *proxy* representativas de choques globais.

McGrevy et al. (2017) determinam que os movimentos comuns das taxas de câmbio podem ter origem em fatores relacionados a choques no dólar americano e no euro – as moedas mais transacionadas no mercado de câmbio global. Os autores sugerem que os resultados poderiam dar uma interpretação de risco aos fatores, com as moedas em questão atuando como medidas de risco global a nível macro – conclusão baseada no conceito de que a taxa de câmbio é uma representação do valor descontado futuro da atividade econômica. Semelhante interpretação de risco é destacada por Lustig et al. (2011), que encontram que uma relação entre fatores extraídos de um portfólio de moedas e a volatilidade nos mercados de ações. Adicionalmente, o papel do risco de liquidez é encontrado como significativo na determinação do câmbio em Menkhoff et al. (2012) e Banti et al. (2012)

As variáveis *proxy* incluídas foram o índice de *commodities* CRB – Cayen et. al (2010) identificam o preço das *commodities* como correlacionado aos fatores globais em sua própria estimação de um modelo de fatores comuns; o preço *spot* do ouro, devido a seu papel como reserva de valor em períodos de turbulência na economia americana; o High Yield Spread do Bank of America (BofA), como variável *proxy* de aversão ao risco; o índice VIX de volatilidade implícita de opções no índice da S&P 500; assim como o TED spread como *proxy* de choques de liquidez. A tabela 2 apresenta a matriz de correlação entre os fatores e as variáveis *proxy* escolhidas.

**Tabela 2: Correlações**

	F1	F2	F3	CRB	Ouro	VIX	TED Spread	High Yield Spread
F1	1							
F2	0	1						
F3	0	0	1					
CRB	-0.605*	-0.206*	0.131	1				
Ouro	-0.426*	0.009	-0.148*	0.342*	1			
VIX	0.331*	0.388*	-0.049	-0.315*	-0.001	1		
TED Spread	0.123	0.131	0.060	-0.203*	-0.056	0.160*	1	
High Yield Spread	0.434*	0.459*	-0.107	-0.529*	-0.066	0.592*	0.343*	1

Tabela 2 – Correlação entre os fatores comuns estimados e algumas variáveis *proxy* de choques globais observáveis. Todas as variáveis estão em log diferença. CRB é o índice de preços de *commodities* CRB; Ouro refere-se ao preço *spot* do ouro; VIX é o Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index; TED Spread é a diferença entre as taxas de empréstimo interbancárias e da dívida governamental americana de curto prazo; High Yield Spread é o High Yield Spread do Bank of America. (\*) representa um nível de 5% de significância.

Uma análise da tabela 2 mostra que os fatores apresentam correlações significativas com as variáveis *proxy* escolhidas; os resultados também auxiliam na identificação de significados econômicos para os fatores.

Os resultados são próximos aos encontrados por Felício e Rossi Júnior (2014) no mesmo exercício. A tabela 2 mostra que o primeiro fator apresenta correlação mais forte com o índice de preço de *commodities* CRB, o que, como denotado pelos autores, corrobora com a interpretação de que o fator represente a força relativa do dólar americano frente a outras moedas, já que o preço da maioria das *commodities* é denominado em dólares americanos.

O segundo fator, por sua vez, é mais fortemente correlacionado com as medidas de aversão ao risco e volatilidade, representadas aqui pelo High Yield Spread do BofA e o VIX, o que faz sentido dada a interpretação atribuída ao fator, de que seria uma medida da percepção de risco dos investidores na dinâmica cambial. O terceiro fator não apresenta nenhuma forte correlação com as variáveis *proxy* escolhidas, sendo que a correlação mais forte encontrada é com o preço do ouro *spot*.

Tabela 3: Resultados da identificação dos fatores

	F1	F2	F3	F1	F2	F3
CRB	-7.523 (-6.346)*	-0.747 (-0.581)	2.910 (2.380)**	-0.073 (-12.459)*	-0.005 (-1.320)	-0.001 (-0.133)
Ouro	-5.637 (-5.225)*	0.835 (0.713)	-3.369 (-3.028)*	-0.0004 (-0.446)	-0.004 (-5.364)*	-0.002 (-1.599)
VIX	0.594 (2.017)**	0.754 (2.359)**	0.157 (0.518)	-0.034 (-0.844)	0.154 (2.925)***	0.042 (0.599)
TED Spread	-0.137 (-0.809)	-0.059 (-0.322)	0.271 (1.544)	1.717 (1.942)***	-1.481 (-1.793)***	3.980 (4.112)***
High Yield Spread	1.315 (1.984)**	2.843 (3.952)*	-0.568 (-0.830)	-0.199 (-1.248)	0.086 (0.531)	-0.209 (-1.352)
Constant	0.045 (0.902)	-0.006 (-0.106)	0.028 (0.542)	11.478 (7.705)***	1.823 (1.318)	0.715 (0.232)
R <sup>2</sup>	0.462	0.234	0.070	0.899	0.735	0.4763
R <sup>2</sup> ajustado	0.449	0.216	0.049	0.894	0.7225	0.4513
Cointegração				Sim	Sim	Não

Tabela 3 – A tabela ilustra os resultados da identificação dos fatores comuns. Ao lado esquerdo da tabela as variáveis estão em log diferença. Ao lado direito estão os resultados de um teste de cointegração Engle-Granger entre as variáveis por meio de um MQO dinâmico (DOLS) com a inclusão de um lag; as variáveis estão em níveis. CRB é o índice de preços de commodities CRB; Ouro refere-se ao preço spot do ouro; VIX é o Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index; TED Spread é a diferença entre as taxas de empréstimo interbancárias e da dívida governamental americana de curto prazo; High Yield Spread é o High Yield Spread do Bank of America. (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Seguindo Felício e Rossi Júnior (2014), a tabela 3 foi construída de forma a tentar estabelecer uma conexão mais formal entre os fatores comuns e as variáveis *proxy* escolhidas. No lado direito da tabela a estimação de uma regressão de cada fator pelas variáveis em log-diferença foi realizada; no lado esquerdo o exercício realizado é de uma regressão de mínimos quadrados ordinários dinâmica (DOLS) de forma a capturar uma possível relação de longo prazo entre as variáveis. Por estar testando a possibilidade de cointegração entre as variáveis, neste exercício as variáveis *proxy* se encontram em formato de nível.

Assim como na tabela 2, os resultados da tabela 3 mostram que o primeiro fator é mais fortemente ligado ao preço das commodities. O segundo fator, por sua vez, apresenta uma relação significativa com o índice de volatilidade (representado pelo VIX), de aversão ao risco (representado pelo High Yield Spread do BofA) e de choques de liquidez (representado pelo TED Spread). O terceiro fator não apresenta relação consistente em ambas especificações com nenhuma variável; na primeira especificação a ligação com o índice de preços de commodities e do ouro é significativa, enquanto para a segunda especificação apenas o estimador do TED Spread é significativo.

Uma análise dos  $R^2$  e  $R^2$  ajustados de cada especificação mostra que as variáveis escolhidas têm bom poder explicativo para a variância dos primeiros dois fatores, mas tal resultado não pode ser estendido ao terceiro fator. Mais, o teste de cointegração do

terceiro fator com as variáveis *proxy* rejeitou a hipótese de cointegração ao nível de 10%; esses resultados não contribuem, portanto, com a identificação de uma interpretação para o terceiro fator no contexto da dinâmica da taxa de câmbio. Ainda assim, com os dois primeiros fatores os testes de cointegração não rejeitaram a hipótese de movimento comum no longo prazo ao mesmo nível de significância.

## 6 Previsibilidade da taxa de câmbio

Nesta seção exercícios de previsão *in-sample* e *out-of-sample* foram aplicados de forma a verificar o desempenho da equação 1 na previsão da taxa de câmbio. Sobretudo, procura-se demonstrar que o modelo de fatores consegue não apenas extrair informações-chave para o entendimento dos determinantes do movimento das taxas de câmbio, como também melhorar os resultados preditivos em relação ao *benchmark* do passeio aleatório.

### 6.1 Testes de raiz unitária

A realização de testes de raiz unitária nas variáveis utilizadas nos modelos considerados é necessária de modo a verificar a condição de estacionariedade das séries. Caso não se possa aferir que as séries atendem essa condição, a estimação e resultados obtidos a partir da equação 1 não são válidos. A tabela 4 ilustra os resultados para os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para raiz unitária.

**Tabela 4: Resultados dos testes de raiz unitária**

Váriavel/Teste de raiz unitária	ADF	KPSS
<b>Taxa de câmbio (BRL/USD)</b>	-15.30*	0.309 <sup>+</sup>
<b>F1</b>	-14.13*	0.395 <sup>+</sup>
<b>F2</b>	-15.11*	0.054 <sup>+</sup>
<b>F3</b>	-16.73*	0.057 <sup>+</sup>
<b>Brasil</b>		
<b>Nível de Preços</b>	-3.78*	0.482 <sup>++</sup>
<b>Produção Industrial</b>	-14.78*	0.342 <sup>+</sup>
<b>Oferta monetária (M1)</b>	-11.53*	0.376 <sup>+</sup>
<b>EUA</b>		
<b>Nível de Preços</b>	-7.51*	0.321 <sup>+</sup>
<b>Produção Industrial</b>	-11.11*	0.143 <sup>+</sup>
<b>Oferta monetária (M1)</b>	-8.52*	0.578 <sup>++</sup>

Tabela 4 – Resultados dos testes de raiz unitária, com todas as variáveis em log diferença. ADF é o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado, cuja hipótese nula é de que a variável em questão tem raiz unitária. KPSS refere-se ao teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, cuja hipótese nula é de que a variável é estacionária. (\*) representa nível de 1% de significância de rejeição da hipótese nula para o teste ADF; (++) e (+) representam nível de 1% e 10% de significância para o teste KPSS ao qual a hipótese nula não é rejeitada.

O teste ADF para as dez variáveis rejeita a hipótese nula de que as séries não são estacionárias a um nível de significância de 1%. Já os resultados para o teste KPSS mostram que a hipótese nula de que as séries são estacionárias não é rejeitada para todas as variáveis ao nível de significância de 10%, com a exceção das séries do nível de preços brasileiro e a oferta monetária americana, para as quais a hipótese não é rejeitada ao nível de significância de 1%. Assim, de forma geral, os testes proporcionam evidências favoráveis à aceitação da hipótese de estacionariedade das séries utilizadas.

## 6.2 Previsão *in-sample*

A tabela 5 ilustra os resultados dos testes realizados *in-sample*. Os resultados apontam para uma melhora no desempenho do modelo de determinação do câmbio com a inclusão dos fatores comuns no modelo, comparativamente à utilização das variáveis macroeconômicas apenas. O  $R^2$  do modelo que inclui apenas as variáveis macroeconômicas é de 0,09%; ao adicionar os fatores comuns estimados, atinge 41,99%, um incremento substancial. O modelo que inclui apenas os fatores comuns tem um  $R^2$  de 40,98% – ele explica mais da variação na taxa de câmbio real-dólar americano no período contemplado que o modelo que utiliza apenas as variáveis macroeconômicas. Uma análise comparativa do  $R^2$  ajustado dos modelos traz um resultado semelhante. O  $R^2$  ajustado do modelo contendo apenas as variáveis macroeconômicas é de -0,37%, enquanto que do modelo que contém ambos conjuntos de variáveis – variáveis macroeconômicas e fatores comuns – é de 40,36%. O  $R^2$  ajustado do modelo que inclui apenas os fatores estimados é de 40,98%.

**Tabela 5: Resultados dos testes *in-sample***

	Apenas fatores	Apenas variáveis macro	Fatores + Variáveis macro
$R^2$	41.78%	0.09%	41.99%
$R^2$ ajustado	40.98%	-0.37%	40.36%
log(SSR)	-1.082	-0.551	-1.086
AIC	-795.10	-677.76	-789.88
HR (%)	83.18%	77.73%	84.09%

Tabela 5 – Ilustra os resultados dos testes *in-sample* para três especificações da equação 1: um modelo incluindo apenas os fatores comuns estimados (Apenas fatores), um modelo incluindo apenas as variáveis macroeconômicas (Apenas variáveis macro), e um terceiro modelo com ambos conjuntos de variáveis (Fatores + Variáveis macro). Log(SSR) se refere ao logaritmo da soma do quadrado dos resíduos de cada modelo, enquanto AIC é o Critério de Informação de Akaike (*Akaike Information Criteria*). HR (%) se refere ao *hit ratio test*.

Uma análise do logaritmo da soma dos quadrados dos resíduos e do critério de Akaike entre os modelos também aponta para um melhor desempenho dos modelos que



incluem os fatores no âmbito de se prever a taxa de câmbio em relação ao modelo contendo apenas as variáveis macroeconômicas. Adicionalmente o *hit ratio test* (HR%) foi incluído, que indica o percentual de vezes em que o modelo estimado previu corretamente a mudança de direção na variação da taxa de câmbio. Os resultados indicam, mais uma vez, um melhor desempenho dos modelos que incluem os fatores comuns; enquanto o modelo que inclui apenas as variáveis macroeconômicas previu corretamente a mudança na taxa de câmbio 77,72% das vezes, o modelo que inclui apenas os fatores previu a mudança corretamente 83,18% das vezes, e o modelo com ambos conjuntos de variáveis, 84,09% das vezes.

### 6.2.1 Causalidade Granger

A aplicação de testes de causalidade Granger tem por objetivo verificar se há uma relação de causalidade entre os fatores comuns estimados para com a taxa de câmbio real-dólar americano. Se os fatores comuns têm poder preditivo da taxa de câmbio, o resultado dos testes indicará que não é possível rejeitar a hipótese de que os fatores comuns granger causam a taxa de câmbio. Chen et. al (2010) notam que o problema quando da aplicação de testes de causalidade Granger com variáveis macroeconômicas é que pode haver uma relação de causalidade entre as variáveis utilizadas e a taxa de câmbio, o que diminuiria a validade do teste. Contudo, é importante ressaltar que esse problema está sendo evitado aqui, já que a estimação dos fatores desconsiderou a dinâmica da taxa de câmbio real-dólar, portanto, não é de se esperar que esta tenha um impacto sobre a dinâmica dos fatores.

Os resultados do teste de causalidade Granger estão na tabela 6. Levando em consideração um nível de significância de 10%, vemos que a hipótese de que os primeiros dois fatores não granger causam a taxa de câmbio é rejeitada; contudo, para o terceiro fator, o teste aponta para uma rejeição da hipótese de causalidade com a taxa de câmbio. Na direção contrária, os resultados apontam para uma rejeição da hipótese de que a taxa de câmbio granger causa os fatores comuns, como esperado.

## 6.3 Previsibilidade *out-of-sample*

Seguindo Felício e Rossi Júnior (2014), foi aplicado um exercício de previsão no estilo *rolling windows* da equação 1, que, segundo Ferraro et al. (2012), é um exercício de

**Tabela 6: Teste de causalidade Granger**

	Teste de causalidade Granger
F1 não granger causa a taxa de câmbio	0.0967
Taxa de câmbio não granger causa F1	0.580
F2 não granger causa a taxa de câmbio	0.045
Taxa de câmbio não granger causa F2	0.132
F3 não granger causa a taxa de câmbio	0.932
Taxa de câmbio não granger causa F3	0.203

Tabela 6 – Ilustra os p-valores associados dos testes de causalidade Granger entre os fatores comuns estimados e a taxa de câmbio real-dólar americano (BR1/USD), no período da amostra.

previsão mais robusto a variações temporais nos parâmetros por se adaptar a mudanças estruturais mais rapidamente, comparativamente a uma previsão recursiva. A previsão *out-of-sample* foi realizada para quatro horizontes temporais distintos ( $h = 1, 3, 6, \text{ e } 12$  meses no futuro).

### 6.3.1 *Rolling Windows*

O processo de previsão *out-of-sample* no estilo *rolling windows* foi realizado da seguinte forma: primeiro, para uma janela de tamanho fixo  $N$  (em proporção da amostra total) e um horizonte temporal  $h$ , os fatores comuns do painel de câmbio foram estimados. A partir disso, a equação 1 foi estimada incluindo os fatores comuns apenas, e/ou com as variáveis macroeconômicas utilizadas, usando dados até o tempo  $t$ . Então uma previsão *out-of-sample* foi criada a partir da estimação dos modelos para cada horizonte temporal  $h$  desejado. Após isso avançou-se um período na amostra e repetiu-se o processo, até o final da amostra total.

Uma observação importante é que estão sendo utilizados valores realizados dos fatores para fazer esse exercício de previsão. O motivo para tal é explicado em Ferraro et al. (2012) – se forem usados apenas os valores passados de uma variável no exercício de previsão da taxa de câmbio e eles não forem bons preditores de seus próprios valores futuros, uma potencial rejeição da capacidade preditiva dessa variável com a taxa de câmbio não seria fruto de uma inexistência de relação entre elas, e sim das previsões ruins que os valores passados da variável geram para si mesmas.

De forma a comparar o desempenho dos modelos nesse exercício em relação ao modelo de referência – o passeio aleatório sem *drift* –, foi utilizada a estatística Theil's U, calculada como a raiz quadrada da razão da soma dos erros quadrados do modelo estimado e do modelo de referência. Valores abaixo de um indicam que as previsões do modelo escolhido são mais acuradas que as do passeio aleatório; valores acima de

um indicam a relação contrária – uma melhor performance do passeio aleatório; já um resultado unitário aponta para desempenho igual entre os modelos.

Também foram incluídos, assim como em Felício e Rossi Júnior (2014) os resultados da estatística de Clark e West (2006) como critério de avaliação da qualidade das previsões.

Os resultados do exercício de previsão *out-of-sample* estão ilustrados na tabela 7. Uma análise das estatísticas obtidas aponta para uma grande utilidade dos fatores comuns em termos preditivos da taxa de câmbio, sendo que os modelos que incorporam essas variáveis apresentaram desempenho melhor que o modelo de referência em todas as especificações. O modelo contendo apenas a formulação tradicional encontrada na literatura, de inclusão de variáveis macroeconômicas, apresentou o resultado esperado de pior performance na maioria das especificações, não tendo sido capaz de obter melhores resultados em nenhuma especificação de curto prazo; o modelo com as variáveis macroeconômicas apenas teve melhor desempenho apenas em certas especificações para o longo prazo.

**Tabela 7: Resultados dos testes *out-of-sample***

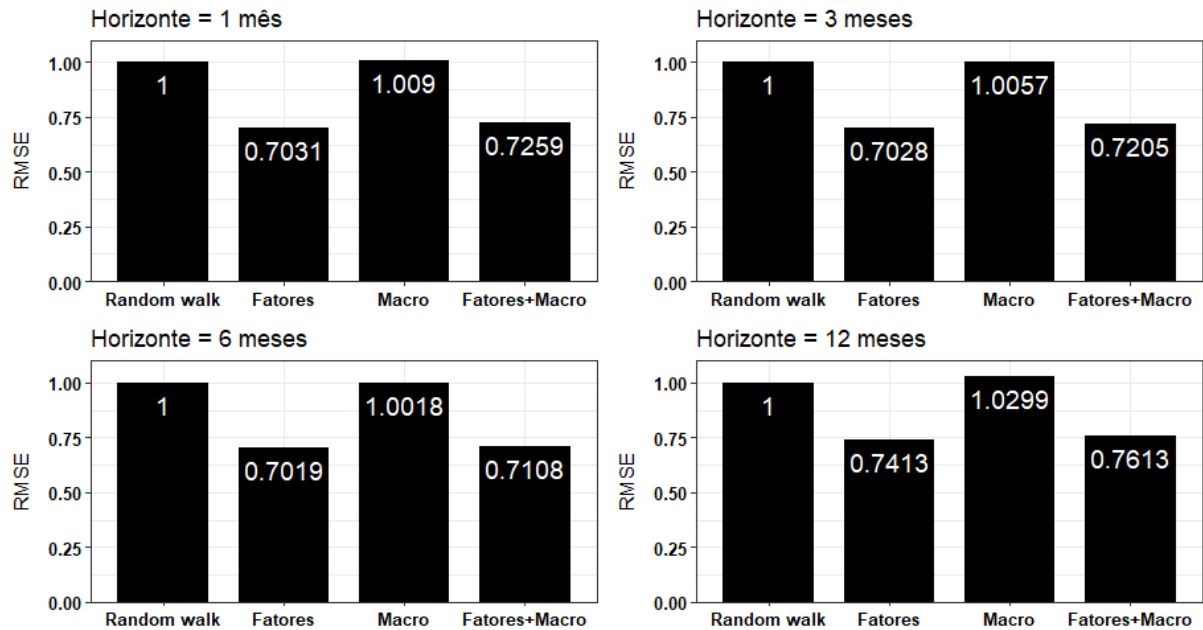
Modelo	Modelo de referência	Horizonte de previsão (h)			
		1 mês	3 meses	6 meses	12 meses
<b>N = 1/2</b>					
<b>Apenas fatores</b>	Random walk without drift	0.7031*	0.7028*	0.7019*	0.7413*
<b>Apenas variáveis macro</b>	Random walk without drift	1.0090*	1.0057*	1.0018*	1.0299*
<b>Fatores + variáveis macro</b>	Random walk without drift	0.7259*	0.7205*	0.7108*	0.7613*
<b>N = 1/3</b>					
<b>Apenas fatores</b>	Random walk without drift	0.7247*	0.7393*	0.7931*	0.6949*
<b>Apenas variáveis macro</b>	Random walk without drift	1.0111*	1.0075*	1.0090*	0.9943*
<b>Fatores + variáveis macro</b>	Random walk without drift	0.7400*	0.7408*	0.7769*	0.7185*
<b>N = 1/4</b>					
<b>Apenas fatores</b>	Random walk without drift	0.6933*	0.6699*	0.6779*	0.7033*
<b>Apenas variáveis macro</b>	Random walk without drift	1.0426*	1.0514*	1.0401*	1.0347*
<b>Fatores + variáveis macro</b>	Random walk without drift	0.7451*	0.7359*	0.7247*	0.7358*

Tabela 7 – Ilustra as estatísticas Theil's U associadas a cada modelo em relação ao modelo de referência e um horizonte de previsão. Os asteriscos representam o resultado da estatística elaborada por Clark e West (2006), onde (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os p-valores para o teste inferiores a 1%, 5%, e 10%, respectivamente.

### 6.3.2 *Recursiva*

A seguir, realiza-se outro teste no qual a base do modelo é a mesma do método *rolling windows*, com a diferença que em vez de uma janela fixa que se desloca pela amostra, adicionamos uma amostra por cada iteração da previsão até o final da amostra – começando com uma amostra de tamanho  $N = 1/4$  da total. Os resultados, ilustrados na tabela 8, mostram que enquanto no curtíssimo prazo o desempenho do modelo contendo

Figura 7 - RMSE dos modelos dividido pelo RMSE do random walk



Os gráficos de barra acima ilustram o RMSE de cada modelo de previsão da taxa de câmbio real/dólar americano relativo ao do *random walk* (isto é, a estatística Theil's U), para os horizontes de previsão de 1, 3, 6 e 12 meses. Os índices da figura 7 foram obtidos levando em consideração uma amostra inicial para o método *rolling windows* de tamanho  $N = 1/2$  da total. Random walk se refere ao modelo de *random walk*, Fatores se refere ao modelo contendo apenas o conjunto de fatores como variável preditora, Macro se refere ao modelo contendo apenas o conjunto de variáveis macroeconômicas como variável preditora, e Fatores+Macro se refere ao modelo contendo os conjuntos de fatores e de variáveis macroeconômicas como variáveis predictoras.

apenas os fatores comuns é superior aos demais, no médio e longo prazos o modelo que incorpora ambos conjuntos de variáveis – os fatores comuns e as variáveis macroeconômicas – apresenta os melhores resultados.

Tabela 8: Resultados dos testes *out-of-sample* (método recursivo)

Modelo	Modelo de referência	Horizonte de previsão (h)			
		1 mês	3 meses	6 meses	12 meses
<b>Apenas fatores</b>	Random walk without drift	0.7798*	0.8015*	0.8221*	0.8398*
<b>Apenas variáveis macro</b>	Random walk without drift	1.01209*	1.01283*	1.0185*	1.0149*
<b>Fatores + variáveis macro</b>	Random walk without drift	0.7871*	0.7893*	0.8006*	0.8192*

Tabela 8 – Ilustra as estatísticas Theil's U associadas a cada modelo em relação ao modelo de referência e um horizonte de previsão. Os asteriscos representam o resultado da estatística elaborada por Clark e West (2006), onde (\*), (\*\*) e (\*\*\*) representam os p-valores para o teste inferiores a 1%, 5%, e 10%, respectivamente.

## 7 Conclusões

Este trabalho replicou os exercícios de previsão da taxa de câmbio real-dólar americano de Felício e Rossi Júnior (2014), de forma a verificar se, com a passagem de tempo, a utilidade da inclusão de fatores comuns em um modelo de previsão da taxa de câmbio se manteve. Os resultados, estimados a partir de uma amostra de dados mensais de fevereiro

de 2002 a junho de 2020, confirmaram os resultados obtidos no referido artigo – a inclusão de fatores comuns melhorou o desempenho de previsão *in-sample* e *out-of-sample* da taxa de câmbio com relação a modelos macroeconômicos tradicionais.

A tentativa de identificação dos fatores estimados a partir do painel de câmbio de 18 países auxiliou a trazer maior significado para a dinâmica de determinação do câmbio; através dos testes realizados com variáveis *proxy* seletas, foi verificado que os fatores condensam informações contidas em um *pool* maior de variáveis que correspondem a choques globais com influência sobre a variável de interesse, o câmbio. Os resultados dão suporte à ideia de Felício e Rossi Júnior (2014) de que os fatores estimados estão mais fortemente relacionados à percepção de volatilidade dos mercados, risco, liquidez e fluxo de capitais; em suma, à demanda internacional pelo dólar americano como ativo de segurança.

Os resultados dos exercícios de previsão *out-of-sample* mostraram que os erros associados à previsão da taxa de câmbio foram menores para os modelos que incluíram os fatores comuns, comparativamente ao modelo referência do passeio aleatório, para todos os horizontes de previsão considerados; os resultados foram especialmente favoráveis a esses modelos para previsões de curto prazo.

Trabalhos futuros podem explorar interpretações possíveis para o terceiro *factor loading* não identificado, assim como adicionar mais variáveis *proxy* na análise dos fatores de forma a melhor compreender a dinâmica cambial. Modelos que incorporem outras especificações das variáveis macroeconômicas além das apresentadas neste trabalho podem também enriquecer a análise preditiva.

## Referências

- BACCHETTA, P.; VAN WINCOOP, E. **A scapegoat model of exchange-rate fluctuations.** *American Economic Review*, 94 (2), 114–118, 2004.
- BACCHETTA, P.; VAN WINCOOP, E. **On the unstable relationship between exchange rates and macroeconomic fundamentals.** *Journal of International Economics*, 91 (1), 18–26, 2013.
- BANTI, C.; PHYLAKTIS, K.; SARNO, L.. **Global liquidity risk in the foreign exchange market.** *Journal of International Money and Finance*, v. 31, n. 2, p. 267-291, 2012.
- BERKOWITZ, J.; GIORGIANNI, L. **Long-horizon exchange rate predictability?** *Review of Economics and Statistics*, 83 (1), 81–91, 2001.
- CHEUNG, Y.-W.; CHINN, M. D.; PASCUAL, A. G. **What do we know about recent exchange rate models? in-sample fit and out-of-sample performance evaluated.** *Exchange rate economics: Where do we stand*, pp. 239–276, 2005.
- CHINN, M. D.; MOORE, M. J. **Order flow and the monetary model of exchange rates: Evidence from a novel data set.** *Journal of Money, Credit and Banking*, 43 (8), 1599–1624, 2011.
- DORNBUSCH, R., **Expectations and exchange rate dynamics.** *Journal of political Economy*, 84 (6), 1161–1176, 1976.
- ENGEL, C.; WEST, K. D. **Taylor rules and the deutschmark-dollar real exchange rate.** Tech. rep., National Bureau of Economic Research, 2004.
- ENGEL, C. MARK, N. C.; WEST, K. D. **Factor model forecasts of exchange rates.** *Econometric Reviews*, 34 (1-2), 32–55, 2015.
- EVANS, M. D.; LYONS, R. K. **Order flow and exchange rate dynamics.** *Journal of political economy*, 110 (1), 170–180, 2002.
- FAUST, J.; ROGERS, J. H.; WRIGHT, J. H. **Exchange rate forecasting: the errors we’ve really made.** *Journal of International Economics*, 60 (1), 35–59, 2003.
- FELÍCIO, W. R. d. O.; ROSSI JÚNIOR, J. L. **Common factors and the exchange rate: results from the Brazilian case.** *Revista Brasileira de Economia*, 68 (1), 49–71, 2014.
- FORNI, M.; REICHLIN, L. **Let’s get real: a factor analytical approach to disaggregated business cycle dynamics.** *The Review of Economic Studies*, 65 (3), 453–473, 1998.

GREENAWAY-MCGREVVY, R.; MARK, D. SUL, N. C.; WU, J.-L. **Identifying exchange rate common factors.** *International Economic Review*, 59 (4), 2193–2218, 2018.

GROEN, J. J. **Long horizon predictability of exchange rates: Is it for real?** *Empirical Economics*, 24 (3), 451–469, 1999.

GROEN, J. J. **Exchange rate predictability and monetary fundamentals in a small multi-country panel.** *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 495–516, 2005.

GROEN, J. J. **Fundamentals based exchange rate prediction revisited**, manuscript. Bank of England, 2006.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. MONETARY; CAPITAL MARKETS DEPARTMENT. **Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions 2019.** International Monetary Fund, 2020.

KILIAN, L. **Exchange rates and monetary fundamentals: what do we learn from long-horizon regressions?** *Journal of applied Econometrics*, 14 (5), 491–510, 1999.

LUSTIG, H.; ROUSSANOV, N.; VERDELHAN, A. **Common risk factors in currency markets.** *The Review of Financial Studies*, v. 24, n. 11, p. 3731-3777, 2011.

MARK, N. C. **Exchange rates and fundamentals: Evidence on long-horizon predictability.** *The American Economic Review*, pp. 201–218, 1995.

MARK, N. C. **Changing monetary policy rules, learning, and real exchange rate dynamics.** *Journal of Money, Credit and Banking*, 41 (6), 1047–1070, 2009.

MARK, N. C.; SUL, D. **Nominal exchange rates and monetary fundamentals: evidence from a small post-Bretton Woods panel.** *Journal of international economics*, 53 (1), 29–52, 2001.

MEESE, R. A.; ROGOFF, K. **Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?** *Journal of international economics*, 14 (1-2), 3–24, 1983.

MENKHOFF, Lukas et al. **Carry trades and global foreign exchange volatility.** *The Journal of Finance*, v. 67, n. 2, p. 681-718, 2012.

MOLODTSOVA, T.; PAPELL, D. H. **Out-of-sample exchange rate predictability with Taylor Rule fundamentals.** *Journal of international economics*, 77 (2), 167–180, 2009.

VITALE, P. **A guided tour of the market microstructure approach to exchange rate determination.** *Journal of Economic Surveys*, 21 (5), 903–934, 2007.