

SUSTENTABILIDADE DA CONTA CORRENTE DOS EUA E DO BRASIL E O PAPEL DA DIFERENÇA ENTRE AS TAXAS DE RETORNO DE ATIVOS E PASSIVOS EXTERNOS

RENATO MARTINS GODINHO *
EMERSON FERNANDES MARÇAL †
DIOGO DE PRINCE ‡

Resumo

Este trabalho analisa o comportamento das contas externas dos Estados Unidos e do Brasil no período entre 1970 e 2017 com o objetivo de entender se a trajetória da conta corrente é sustentável no longo prazo. Há evidência de existência de comportamento explosivo por parte dos ativos e passivos externos dos EUA. Se os ativos do país no exterior continuarem com uma taxa de retorno maior do que a taxa com a qual o país remunera seus passivos externos, o país conseguirá prosseguir com uma Balança Comercial deficitária sem deixar de ser solvente. No caso do Brasil, a evidência é de solvência externa, mas sem diferença entre as taxas de retorno dos ativos e dos passivos externos.

Palavras-chave: balança comercial, posição externa líquida, solvência externa.

Códigos JEL: F32, C32.

Abstract

This paper analyses the behavior of the external accounts of the United States and Brazil from 1970 to 2017, aiming to understand if the trajectory of the current account of the country is sustainable on a long-term basis. There is evidence of explosive behavior by US foreign assets and liabilities. If the country's assets abroad continue to have a higher rate of return than the rate at which the country remunerates its foreign liabilities, the country will be able to continue with a deficit in the trade balance while remaining solvent. As for Brazil, the evidence shows external solvency, but with no difference between the rates of return on external assets and liabilities.

Keywords: trade balance, net foreign assets, sustainability of external accounts.

JEL codes: F32, C32.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea172350>

* Mestre em Economia, Escola de Economia de São Paulo (EESP), Fundação Getúlio Vargas (FGV). E-mail: renatogodinho1@gmail.com.

† Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada (CEMAP), EESP-FGV. E-mail: emerson.marcal@fgv.br.

‡ Pesquisador do CEMAP e Professor da EPPEN/Unifesp. E-mail: dioted@gmail.com.

1 Introdução

O equilíbrio de longo prazo do Balanço de Pagamentos de um país pressupõe que, no longo prazo, tanto a conta corrente quanto a conta financeira estejam em equilíbrio, ou seja, tenham saldo igual a zero. Como a Balança Comercial é o principal componente da Conta Corrente, um Balanço de Pagamentos sustentável e equilibrado no longo prazo também pressuporía que as exportações e importações do país tendessem a se equilibrar, com as exportações líquidas tendendo a zero.

Por outro lado, importações sistematicamente superiores às exportações, com uma Conta Corrente continuamente deficitária compensada por superávits recorrentes da Conta Financeira, levariam o país a uma tendência de elevação do seu endividamento. Isso acarretaria um aumento do pagamento de juros via Balanço de Rendas, agravando o déficit da Conta Corrente e criando um círculo vicioso que levaria à insustentabilidade do Balanço de Pagamentos.

A situação hipotética apresentada no parágrafo anterior (de déficits recorrentes na Balança Comercial compensados por superávits também recorrentes na Conta Financeira) parece descrever a economia dos Estados Unidos desde as últimas décadas do século XX, conforme Tabela 1, que apresenta a evolução das contas externas do país nas décadas desde 1970. Os EUA não têm superávit na Balança Comercial desde 1975, e o país tem se endividado continuamente para financiar os déficits da Conta Corrente, deixando de ser credor externo líquido desde 1989. Se a lógica enunciada no parágrafo anterior for correta, o Balanço de Pagamentos da maior economia do mundo estaria em uma trajetória explosiva e insustentável, com possíveis consequências relevantes no futuro.

Tabela 1: Evolução das principais contas externas norte-americanas no período analisado (variáveis em proporção do PIB, média dos valores anuais de cada década)

Contas externas	1970	1980	1990	2000	2010*
Balança Comercial	-0,20%	-1,70%	-1,30%	-4,40%	-3,20%
Balanço de Rendas	0,80%	0,70%	0,30%	0,40%	1,20%
Posição Externa Líquida	5,00%	4,10%	-5,50%	-17,90%	-33,90%
Ativos externos	19,50%	33,90%	54,20%	99,70%	139,40%
Passivos externos	14,50%	29,80%	59,70%	117,70%	173,30%

(*) Até 2017.

Fonte: Fundo Monetário Internacional, Banco Mundial, Bureau of Economic Analysis, Lane & Milesi-Ferretti (2002).

A literatura testa a sustentabilidade da conta corrente por meio de testes de cointegração entre o saldo da balança comercial e a posição externa líquida (Bajo-Rubio et al. (2014), Durdu et al. (2013), Monastiriotis & Tunali (2020), Schoder et al. (2013)). A contribuição do artigo é testar a cointegração entre o saldo da balança comercial e a posição externa líquida para os EUA e o Brasil, mas considerando adicionalmente a possibilidade de diferença entre as taxas de retorno dos ativos e dos passivos externos para os EUA e o Brasil. A diferença das taxas de retorno entre ativos e passivos pode estabilizar a renda líquida entre países, o que torna desequilíbrios correntes menos preocupan-

tes do que a análise da dinâmica da conta corrente (Gourinchas et al. (2019), Hausmann & Sturzenegger (2007)). O teste de cointegração considerando adicionalmente a variável passivos externos no presente artigo expande a análise restrita apenas à dinâmica da conta corrente e engloba a possibilidade de diferença entre as taxas de retorno que não foi avaliada anteriormente na literatura.

Os EUA foram selecionados pela evidência de que as taxas de retorno dos ativos e dos passivos externos são distintas (Curcuru et al. (2008), Gourinchas & Rey (2007a), Gourinchas & Rey (2014), Hausmann & Sturzenegger (2007), Wright & Zucman (2018)). Como os países emergentes tendem a ter ativos externos de menor risco do que países avançados segundo Gourinchas & Rey (2014), optou-se por analisar o Brasil para comparação. Não temos conhecimento de trabalhos que analisem o diferencial de retorno entre ativos e passivos externos para o Brasil ou o seu papel na solvência externa.

Além disso, analisa-se a possibilidade de comportamento explosivo para as séries de saldo da balança comercial, de posição externa líquida e de ativos e passivos externos. O ponto é identificar se a presença (se houver) de comportamento explosivo nessas séries afetaria a sustentabilidade da conta corrente e qual o papel da diferença entre as taxas de retorno dos ativos e passivos externos nesse cenário. Esse possível comportamento explosivo dos ativos e passivos externos e o impacto na solvência externa é uma contribuição do trabalho por não ter sido abordado na literatura.

Para responder a essas questões, o trabalho busca analisar o comportamento das principais contas externas norte-americana e brasileira: (a) saldo da Balança Comercial; e (b) valor dos ativos e passivos externos do país e a diferença entre eles (a Posição Externa Líquida). Segue-se um roteiro de testes analisando dados anuais de 1970 a 2017. Em primeiro lugar, são realizados testes Augmented Dickey Fuller (ADF) para identificar se as variáveis são estacionárias. Em seguida, as principais variáveis são submetidas a testes para avaliação de comportamento explosivo: teste Sup Augmented Dickey Fuller (SADF) desenvolvido por Phillips et al. (2011); Generalized Sup Augmented Dickey Fuller (GSADF) e Backward Sup Augmented Dickey Fuller (BSADF) desenvolvidos por Phillips et al. (2015). Por fim, avalia-se a existência de relações de cointegração entre as variáveis por meio dos testes de Johansen e de Cheng & Phillips (2009). Esses testes são válidos mesmo que uma das variáveis tenha comportamento explosivo, conforme demonstrado por Nielsen (2010).

Em seguida, com base nos resultados dos testes, busca-se classificar o comportamento das contas externas dos EUA e do Brasil quanto à solvência do país no equilíbrio intertemporal, ou seja, quanto à sustentabilidade da trajetória dos passivos externos no longo prazo. Essa classificação buscou enquadrar o comportamento das contas externas norte-americanas e brasileira em um dos cenários possíveis de comportamento. O modelo de Lane & Milesi-Ferretti (2002) norteia o trabalho. O resultado corrobora a diferenciação entre as taxas de remuneração dos ativos e dos passivos externos do país em um cenário hipotético formulado com base em Gourinchas & Rey (2007b), Gourinchas & Rey (2007a) e Marçal et al. (2017). Nesse cenário, o fato de os ativos externos terem taxas de remuneração maiores que os passivos externos possibilitaria um Balanço de Rendas superavitário, que compensaria em parte o déficit da Balança Comercial e tornaria sustentável e solvente o comportamento de longo prazo das contas externas. Por fim, o trabalho também levanta a pos-

sibilidade de insolvência das contas externas no longo prazo, apresentando as análises de Bohn (2007) para indicar que essa possibilidade é remota e em quais circunstâncias ela poderia ocorrer.

Os resultados indicaram a existência de comportamento explosivo para os ativos e passivos externos dos EUA. O comportamento explosivo para os ativos externos cessa desde 2015 com base na estatística do teste BSADF. Além disso, obtém-se relação de cointegração apenas se a variável de passivos externos for incluída, o que é uma indicação do diferencial entre as taxas de remuneração do ativo e do passivo externos ser estatisticamente significativo. Por isso, a evidência deste artigo na linha de solvência externa dos EUA difere de Raybaudi et al. (2004), por exemplo.

No caso do Brasil, não se obteve comportamento explosivo das variáveis do modelo. O teste de cointegração de Johansen aponta existência de cointegração ao considerar as variáveis de saldo da balança comercial, posição externa líquida e passivos externos. Isso corrobora para a solvência externa do Brasil, diferentemente do obtido por Breuer et al. (2002) e Donoso & Martin (2014). Porém, a evidência obtida indica que não há diferença entre as taxas de remuneração do ativo e do passivo externo do Brasil.

Além da presente introdução, o trabalho apresenta os possíveis cenários de comportamento das contas externas norte-americana e brasileira na seção 2, revisando as referências bibliográficas utilizadas na definição desses cenários. A seção 3 descreve as variáveis utilizadas. A seção 4 detalha a metodologia empregada no trabalho. Os resultados dos testes aplicados às séries temporais das variáveis são apresentados na seção 5. Por fim, discorre-se sobre as considerações finais do trabalho.

2 Revisão da Literatura

Essa revisão da literatura está dividida em três partes. A primeira parte destaca a dinâmica da relação entre o saldo da balança comercial e a posição externa líquida do país e os cenários possíveis para a solvência do país no longo prazo. A segunda subseção apresenta as evidências na literatura em relação à diferença entre as taxas de remuneração do ativo e do passivo externos, com destaque para os EUA. A terceira subseção trata do cenário de solvência com base em Bohn (2007).

2.1 Dinâmica do Balanço de Pagamentos e cenários possíveis para solvência do país

Como ponto de partida, considera-se a equação de equilíbrio intertemporal do Balanço de Pagamentos de uma economia aberta utilizada por Lane & Milesi-Ferretti (2002):

$$BC_PIB = -r PEL_PIB \quad (1)$$

no qual BC_PIB é o saldo da balança comercial dividido pelo PIB, r é a taxa real de retorno da posição externa líquida do país, e PEL_PIB é a posição externa líquida dividida pelo PIB, sendo que a posição externa líquida do país é igual ao saldo dos ativos externos totais menos o saldo dos passivos externos totais desse país.

A equação (1) parte da ideia de que os saldos da Conta Corrente e da Conta Financeira devem ter um comportamento estacionário em equilíbrio, com valor esperado igual a zero. Para que isso ocorra, e observando especificamente o lado da Conta Corrente, o saldo positivo da Balança Comercial deve ser compensado por um saldo negativo de igual magnitude no Balanço de Rendas, ou vice-versa, de modo que os dois componentes da Conta Corrente se neutralizem e o saldo da Conta Corrente seja zero.

Supõe-se que a taxa de crescimento real do PIB seja igual a zero no equilíbrio de longo prazo na equação (1). Segundo Marçal et al. (2017), e em conformidade com a ideia apresentada por Lane & Milesi-Ferretti (2002), pode-se incluir a taxa de crescimento real do PIB (g) diferente de zero nesta equação. Dessa maneira, obtém-se uma nova equação para descrever o equilíbrio do Balanço de Pagamentos no longo prazo:

$$BC_PIB = -(r - g)PEL_PIB \quad (2)$$

A equação (2) mostra um equilíbrio de longo prazo possível em dois cenários:

- Cenário 1: Se as variáveis BC_PIB e PEL_PIB forem estacionárias.
- Cenário 2: Se as variáveis BC_PIB e PEL_PIB forem não estacionárias, mas houver uma relação de cointegração entre elas.

Nos dois cenários descritos, a equação (2) se sustenta, e o Saldo da Conta Corrente será estacionário e com valor médio igual a zero, que é o seu comportamento de equilíbrio no longo prazo.

Ocorre que Marçal et al. (2017) apresentam evidências empíricas de países em que nenhum dos cenários acima se aplica: (i) BC_PIB e PEL_PIB não são ambas estacionárias, e também (ii) não são variáveis com raízes unitárias com relação de cointegração. Nesses casos, a equação (2) não descreve o equilíbrio intertemporal da Conta Corrente.

Ainda seguindo Marçal et al. (2017), para explicar um cenário em que o saldo da Conta Corrente seja estacionário e com média zero, mas BC_PIB e PEL_PIB não cointegrem – chamaremos esse cenário de cenário 3 –. Uma possibilidade é alterar o modelo de maneira a supor taxas de retorno diferentes para os ativos externos (r^A) e para os passivos externos (r^P) do país. Dessa maneira, não é suposto mais uma taxa de retorno r igual para os ativos externos e os passivos externos. Essa alteração leva à seguinte transformação da equação (2):

$$BC_PIB = -[(r^A - g)Ativos_PIB - (r^P - g)Passivos_PIB] \quad (3)$$

na qual Ativos_PIB são os ativos externos do país como proporção do PIB, e Passivos_PIB são os passivos externos do país como proporção do PIB. Reescrevendo a equação (3) para analisar a mudança na equação (2) ao considerar o diferencial das taxas de remuneração ($r^A - r^P$), obtém-se que

$$\begin{aligned} BC_PIB = & -(r^A - g)(Ativos_PIB - Passivos_PIB) + \\ & (r^P - g)Passivos_PIB - (r^A - g)Passivos_PIB \end{aligned} \quad (4)$$

Como Ativos_PIB – Passivos_PIB = PEL_PIB, pode-se simplificar para

$$\begin{aligned} BC_PIB &= -(r^A - g)PEL_PIB + (r^P - g)Passivos_PIB \\ &\quad - (r^A - g)Passivos_PIB \end{aligned} \quad (5)$$

que pode ser reescrita como

$$BC_PIB = -(r^A - g)PEL_PIB - (r^A - r^P)Passivos_PIB \quad (6)$$

A equação (6) traz dois pontos:

- A equação (6) inclui uma nova variável na equação do equilíbrio da Conta Corrente em comparação à equação (2), que é a variável Passivos_PIB. Assim, há a possibilidade do saldo da Conta Corrente ser estacionário no longo prazo, mesmo que BC_PIB e PEL_PIB sejam não estacionários e não cointegrem. Para isso, basta que a inclusão da variável Passivos_PIB crie a relação de cointegração necessária para que a solvência das contas externas se sustente no equilíbrio intertemporal.
- A equação (6) indica que o coeficiente da variável Passivos_PIB é o próprio diferencial entre as taxas de remuneração de ativos e passivos externos. Assim, caso o coeficiente da variável Passivos_PIB seja estatisticamente significativo, o diferencial entre as taxas de remuneração é estatisticamente significativo, indicando se esse diferencial é relevante ou não.

2.2 Evidências da existência de diferencial entre as taxas de remuneração de ativos e passivos externos nos Estados Unidos

A existência de taxas de remuneração diferentes para os ativos e passivos externos permitiria que a Conta Corrente fosse estacionária mesmo com BC_PIB e PEL_PIB não estacionários e sem uma relação de cointegração entre si. O ponto é se há evidência empírica a respeito de existir diferença entre as taxas de remuneração dos ativos e dos passivos externos. A resposta é positiva. Segundo Gourinchas & Rey (2014), esse diferencial de retorno dos ativos em relação ao do passivo está entre 1,6% e 2,7%. Os refinamentos para a construção dos dados de posição não fazem diferença quantitativa (Gourinchas & Rey (2014)).

Desde a década de 1950, os EUA assumiram a posição de banqueiro do mundo. De forma semelhante a um banco, o país capta recursos no exterior a taxas relativamente baixas e aplica esses recursos em ativos externos que rendem taxas mais altas, segundo apontam Gourinchas & Rey (2014) e Kindleberger et al. (1966). Isso leva a uma margem de remuneração $r^A - r^P$ semelhante a um spread bancário.

As taxas de remuneração dos passivos externos dos EUA são baixas por três razões principais. Em primeiro lugar, os passivos norte-americanos têm uma participação elevada de títulos de curto prazo, e as obrigações com prazos curtos ensejam taxas de remuneração menores.

Em segundo lugar, o país é o emissor da principal moeda do mundo, de modo que a maioria dos países mantém reservas internacionais na forma de

títulos denominados em dólar e emitidos nos EUA, o que aumenta a demanda por esses títulos e tende a reduzir a taxa de remuneração deles. O fato de os EUA serem o grande provedor mundial de liquidez é ressaltado por Gourinchas & Rey (2007a). Segundo os autores, a participação de passivos externos líquidos (definidos como dívidas, créditos comerciais a pagar e empréstimos bancários) nos passivos totais dos EUA diminuiu apenas levemente de cerca de 70% em 1973 para cerca de 60% em 2004. Trata-se de uma participação alta nos passivos totais. Ela reflete a alta demanda do resto do mundo por títulos norte-americanos líquidos como um meio transacional e de reserva de valor (Gourinchas & Rey (2007a)).

O fato do dólar e dos títulos norte-americanos funcionarem como reserva de valor do mundo pode ser analisado pela composição das reservas internacionais dos países. A Tabela 2 apresenta a composição das reservas internacionais dos países com base na moeda utilizada. No 3º trimestre de 2018, 61,9% das reservas mundiais estavam denominadas em dólares norte-americanos.

Tabela 2: Composição das Reservas Internacionais mundiais por moeda - 3º trimestre de 2018 (em US\$ Bilhões)

Reservas por moeda	Valor	Participação (%)
Reservas em dólares dos EUA	6.631,09	61,90%
Reservas em euros	2.192,11	20,50%
Reservas em ienes	532,8	5,00%
Reservas em libras	480,83	4,50%
Reservas em renminbi	192,54	1,80%
Reservas em outras moedas	676,09	6,30%
Total	10.705,45	100,00%

Fonte: FMI.

Nota: Valores incluem apenas as reservas reportadas no Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves (COFER), chamadas pelo FMI de reservas alocadas.

Por fim, em terceiro lugar, os títulos emitidos pelos EUA são considerados de baixo risco, em parte devido ao privilégio de emitir a principal moeda do mundo. Segundo Engel (2020), os títulos emitidos pelo governo norte-americano em particular são seguros e isso está atrelado à propriedade de serem líquidos. Os ativos em dólares seriam um hedge contra crises globais pela economia norte-americana ser relativamente fechada segundo Rogoff & Tashiro (2015).

Cabe agora avaliar o outro lado, dos ativos externos, para entender a razão do diferencial entre as taxas de remuneração. A composição da carteira de investimentos do país tem maior participação de ativos de longo prazo e de médio ou alto risco: Investimento Direto Externo (IDE), empréstimos bancários de longo prazo e, principalmente, a partir dos anos 1990, títulos do mercado acionário. Os ativos com maiores prazos e maiores riscos naturalmente ensejam taxas de remuneração mais altas.

Essa diferença de perfil entre os passivos externos dos EUA, concentrados em títulos de baixo risco e curto prazo, e os seus ativos externos, com prazos longos e riscos mais elevados, tem se acentuado nos últimos anos, especialmente a partir de meados da década de 1980. Gourinchas & Rey (2007a) afirmam que os EUA estão passando de banqueiro à posição de venture capitalist do mundo.

Segundo Cururu et al. (2008), Vicard (2019) e Wright & Zucman (2018), há uma outra fonte para o diferencial entre as taxas de retorno baseado no IDE. Esse diferencial é fruto de transferência de lucros das empresas situadas em países com baixos impostos (ou paraísos fiscais) para países com altos impostos.

2.3 Hipótese de insolvência

Além dos três cenários descritos anteriormente, existe uma quarta situação possível: a hipótese de que a equação de solvência (6) não se sustente, ou seja, de que o país tenha uma trajetória de insolvência. Pode-se discutir em qual situação essa hipótese é válida.

A estacionariedade do saldo da Balança Comercial e do valor da Posição Externa Líquida, e a cointegração entre essas variáveis são condições suficientes para que as contas externas do país sejam solventes. Por outro lado, Bohn (2007) mostra que é possível que a trajetória da dívida pública de um país seja sustentável no longo prazo mesmo em uma situação em que o superávit primário e o estoque da dívida pública desse país tenham raízes unitárias e não cointegrem. Com base em uma analogia com as contas do Balanço de Pagamentos sugerida pelo próprio Bohn (2007), isso corresponde a dizer que as contas externas de um país podem ser sustentáveis mesmo se o saldo da Balança Comercial (análogo ao resultado primário) e o valor da Posição Externa Líquida (análoga ao estoque da dívida pública) tiverem raízes unitárias e não cointegram.

Em outras palavras, Bohn (2007) demonstra que a estacionariedade e a cointegração entre as variáveis da equação (6) são condições suficientes, mas não necessárias, para que haja solvência. Assim, se as variáveis tiverem raízes unitárias e não cointegram, mas tiverem uma ordem de integração finita, isso será suficiente para que a Posição Externa Líquida tenha uma trajetória sustentável. Além disso, mesmo se a ordem de integração não for finita, haverá apenas a possibilidade de insolvência, e não a certeza de que a trajetória da Posição Externa Líquida será insustentável.

Porém, cabe uma ressalva: as conclusões de Bohn (2007) não têm validade para situações em que as variáveis apresentarem comportamento explosivo. Caso se verifique a existência de comportamento explosivo nas variáveis, a cointegração continua sendo uma condição necessária para que a trajetória da posição externa líquida seja sustentável. Nesse caso, cabe questionar se continuaria sendo possível utilizar os testes usuais para avaliar a presença de cointegração e, consequentemente, de solvência nas variáveis da equação (6). Nielsen (2010) obtém que, mesmo em situações em que as variáveis apresentam comportamento explosivo, o teste de cointegração de Johansen mantém sua validade. Assim, se as variáveis da equação (6) cointegram, pode-se afirmar que haverá solvência mesmo se essas variáveis tiverem comportamento explosivo.

Portanto, em resumo: (1) de acordo com Bohn (2007), a trajetória da posição externa líquida pode ser solvente mesmo que as variáveis da equação (6) não sejam estacionárias e não cointegrem, embora essa afirmação só seja válida se as variáveis não tiverem comportamento explosivo; (2) caso a variável tenha comportamento explosivo, é necessário que haja cointegração para que a trajetória da posição externa líquida seja considerada sustentável no longo prazo.

Tabela 3: Resumo dos cenários possíveis

Cenário	Diagnóstico quanto à solvência no longo prazo
BC_PIB e PEL_PIB estacionárias (Cenário 1)	País solvente
BC_PIB e PEL_PIB não estacionárias, mas cointegram (Cenário 2)	País solvente
BC_PIB e PEL_PIB não cointegram, mas passam a cointegrar com a inclusão da variável Passivos_PIB (Cenário 3)	País solvente (Marçal et al., 2017)
BC_PIB e PEL_PIB com raízes unitárias e ordem de integração finita, cointegrando ou não	País solvente (Bohn, 2007)
BC_PIB e PEL_PIB com raízes unitárias sem ordem de integração finita	Possibilidade de insolvência (não é possível afirmar) (Bohn, 2007)
Comportamento explosivo em uma das variáveis, presença de relação de cointegração	País solvente (devido à existência de relações de cointegração)

A literatura empírica aborda a sustentabilidade da conta corrente através de testes de raiz unitária. Testa-se se o saldo da conta corrente é estacionário, baseado no cenário 1. Exemplos de trabalhos nessa linha são Afonso et al. (2019), Breuer et al. (2002) e Donoso & Martin (2014). Os dois primeiros analisam o Brasil e obtêm que a conta corrente brasileira não é sustentável. Raybaudi et al. (2004) reportam evidência de insustentabilidade externa para os EUA, enquanto Holmes (2006) apresenta evidência de sustentabilidade com análise em painel.

Baseado no cenário 2 de Bohn (2007), a literatura empírica testa a sustentabilidade da conta corrente por meio de testes de cointegração entre o saldo da balança comercial e a posição externa líquida (Bajo-Rubio et al. (2014), Durdu et al. (2013), Monastiriotis & Tunali (2020), Schoder et al. (2013)).¹ A análise é feita com dados em painel de países ou séries temporais de um determinado país. A evidência de Bajo-Rubio et al. (2014) é de a conta corrente dos EUA ser insustentável. Os artigos mencionados são um caso particular ao analisado no presente trabalho em que o diferencial das taxas de retorno entre ativos e passivos externos pode ser estabilizador para a solvência externa, o que não foi endereçado na literatura.

3 Dados

O presente trabalho analisa os EUA e o Brasil. Primeiramente, aborda-se o caso dos dados dos EUA. A base de dados para os EUA é proveniente das seguintes fontes: (1) Estatísticas Financeiras Internacionais do Fundo Monetário Internacional (FMI); (2) Indicadores de Desenvolvimento do Banco Mundial

¹Há trabalhos, como Chen (2011) e Garg & Prabheesh (2020), que testam a sustentabilidade da conta corrente através do teste de cointegração entre as variáveis de exportações e de importações (somado o pagamento líquido de juros). Esse caso é distinto do analisado aqui, baseado em Bohn (2007).

(BM); (3) Bureau of Economic Analysis (BEA) do governo dos Estados Unidos; (4) base de dados utilizada por Lane & Milesi-Ferretti (2007). Optou-se por utilizar dados de fim de período para evitar problemas de agregação temporal de variáveis - ver Marcellino (1999). As estimações foram realizadas utilizando-se os softwares estatísticos Oxmetrics 7.0 e MATLAB R2017b. A base de dados é anual para o período de 1970 a 2017. A Tabela 4 oferece detalhes adicionais sobre as fontes das informações e as definições das variáveis para os EUA:

Tabela 4: As variáveis e suas definições

Variável	Definição	Fonte dos dados
Saldo da Balança Comercial como proporção do PIB	$BC_PIB = 100 * (\text{Saldo da Balança Comercial}) / \text{PIB}$	FMI e Banco Mundial
Saldo do Balanço de Rendas como proporção do PIB	$BR_PIB = 100 * (\text{Saldo do Balanço de Rendas}) / \text{PIB}$	BEA
Razão entre ativos externos e PIB	$\text{Ativos_PIB} = (\text{Ativos externos}) / \text{PIB}$	BEA
Razão entre passivos externos e PIB	$\text{Passivos_PIB} = (\text{Passivos externos}) / \text{PIB}$	BEA
Posição externa líquida como proporção do PIB	$\text{PEL_PIB} = \text{Ativos_PIB} - \text{Passivos_PIB}$	BEA
Taxa de remuneração dos ativos externos*	$r^A = (\text{Recebimentos de rendas primárias}) / (\text{Ativos externos})$	BEA
Taxa de remuneração dos passivos externos*	$r^P = (\text{Pagamentos de rendas primárias}) / (\text{Passivos externos})$	BEA
Diferencial entre as taxas de remuneração de ativos e passivos*	$r^A - r^P$	BEA

Obs.: (*) O Balanço de Rendas e as taxas de remuneração de ativos e passivos externos consideram apenas rendas primárias, ou seja, não consideram transferências, como pensões, doações e multas.

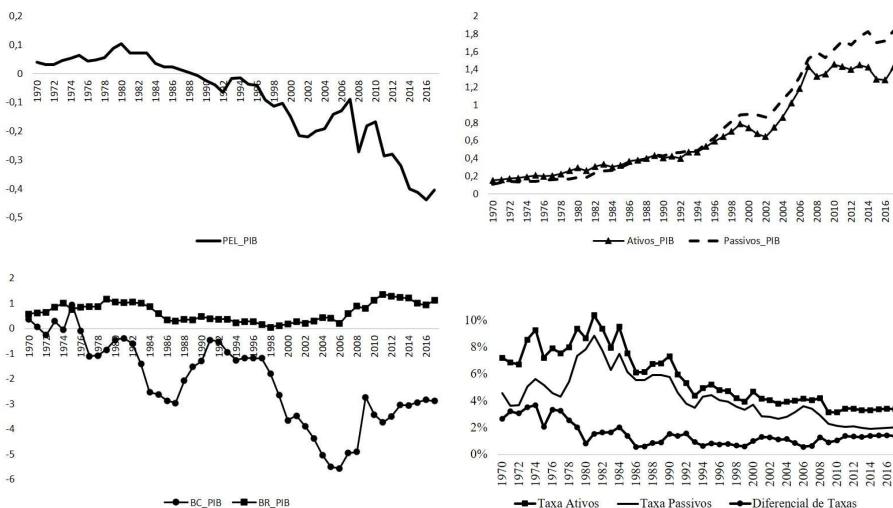
A análise gráfica do comportamento das principais variáveis do modelo permite visualizar o cenário que se pretende analisar por meio deste trabalho para os EUA. Na parte superior, o Gráfico 1 apresenta à esquerda a posição externa líquida como proporção do PIB e à direita os ativos e passivos externos como proporção do PIB. Na parte inferior, o Gráfico 1 mostra à esquerda os balanços da balança comercial e de rendas como proporção do PIB e à direita as taxas de remuneração dos ativos e dos passivos externos (e o seu diferencial). O Gráfico 1 destaca em cor cinza os períodos de contração da economia norte-americana de acordo com a cronologia do NBER (National Bureau of Economic Research).

O país tem aumentado os seus ativos e passivos externos, mas os passivos crescem mais rápido que os ativos, o que leva à trajetória declinante da posição externa líquida dos EUA e ao fato deste país ter passado da posição de credor para o papel de devedor externo em meados dos anos 1980. O crescente endividamento externo americano serviu para financiar os déficits da Conta Corrente do país através de superávits na Conta Financeira. O déficit

da Conta Corrente dos EUA é causado pelo déficit na Balança Comercial do país. Porém, esse déficit da Conta Corrente é atenuado por um recorrente superávit nas rendas decorrentes da Posição de Investimento Internacional do país. Os EUA têm conseguido manter, e até aumentar, o fluxo positivo de rendas do exterior para o país mesmo depois de se tornar um devedor externo líquido na década de 1980.

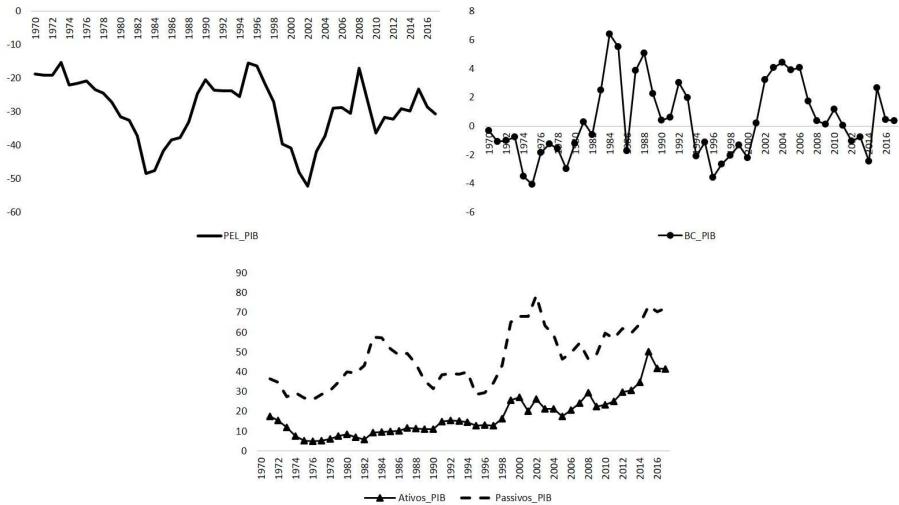
A explicação para o crescimento do fluxo positivo de rendas apesar da posição líquida de investimentos negativa é o diferencial expressivo entre as taxas que remuneram os passivos e os ativos externos do país. As taxas remuneratórias dos passivos externos são mais baixas do que as taxas dos ativos externos. Cabe destacar que a crise de 2008 foi acompanhada de redução dos ativos externos e aumento dos passivos externos, acentuando a trajetória negativa da Posição Externa Líquida nesse período.

Figura 1: Comportamento das principais variáveis para os EUA no período analisado (em %)



No caso do Brasil, o período também abrange de 1970 a 2017. Os dados foram coletados no Banco Central do Brasil, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e do trabalho de Lane & Milesi-Ferretti (2007). Na parte superior, o Gráfico 2 apresenta à esquerda a posição externa líquida como proporção do PIB e à direita o saldo da balança comercial como proporção do PIB para o Brasil. Na parte inferior, o Gráfico 2 mostra os ativos e passivos externos como proporção do PIB. Os ativos e os passivos externos apresentaram uma tendência de crescimento ao longo do tempo, no qual os passivos externos cresceram de maneira mais acelerada que os ativos externos. Os períodos com aumentos consideráveis do passivo externo levaram aos momentos de declínio da posição externa líquida do Brasil, como na primeira parte da década de 1980 e o início dos anos 2000.

Figura 2: Comportamento das principais variáveis para o Brasil no período analisado (em %)



4 Metodologia

A metodologia do trabalho pode ser dividida em três partes. Inicialmente, utiliza-se o teste ADF para detectar se as variáveis têm raiz unitária ou são estacionárias por conta dos cenários possíveis que foram discutidos anteriormente. Em seguida, os testes de bolha de Phillips et al. (2011) e Phillips et al. (2015) são apresentados para analisar se as variáveis apresentam comportamento explosivo. Terceiro, testa-se cointegração de Johansen e de Cheng & Phillips (2009) entre as variáveis para poder tratar qual dos cenários parece mais adequado.

O forte crescimento de algumas variáveis para os EUA, especialmente dos Passivos externos (apresentado no Gráfico 1), permite levantar a hipótese de que algumas das contas externas norte-americanas têm comportamento explosivo, com raízes maiores que 1. A hipótese de as variáveis apresentarem comportamento explosivo será verificada ao longo deste trabalho.

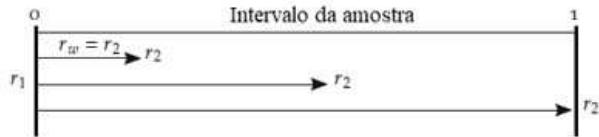
Essa verificação exige que se explore, nesta seção, as metodologias existentes para testar a existência de variáveis com raízes explosivas e para identificar os ciclos do comportamento explosivo, que geralmente compreende períodos em que a variável adquire comportamento explosivo com subsequentes períodos de retorno a um comportamento estacionário, de equilíbrio.

Nesse tema, Phillips et al. (2011) e Phillips et al. (2015) são as referências utilizadas neste trabalho. Analisando o comportamento do mercado acionário norte-americano nas últimas décadas, os autores criaram três testes que permitem identificar comportamentos explosivos em séries temporais.

Phillips et al. (2011) desenvolvem o teste SADF. Trata-se de um teste recursivo, que compara o resultado do teste de raiz unitária ADF com a cauda direita da distribuição de probabilidades, em vez de compará-lo com a cauda esquerda, como faz o teste ADF tradicional. Assim, em vez de testar a hipótese nula de que a variável tem raiz unitária contra a hipótese alternativa de que ela é estacionária, o teste SADF tem a mesma hipótese nula contra a hipó-

tese alternativa de que a variável apresenta comportamento explosivo. O teste SADF calcula a estatística do teste ADF sobre a amostra normalizada $[r_1, r_2]$, representada por ADF_{r_1, r_2} . Além disso, denota-se por r_w o tamanho da janela da regressão, definido por $r_w = r_2 - r_1$, no qual r_1 é o início da amostra. Como apresenta o Gráfico 3, calcula-se a estatística ADF para diferentes janelas com o ponto inicial da amostra fixo, e a estatística do teste SADF é o supremo das estatísticas ADF para as várias janelas.

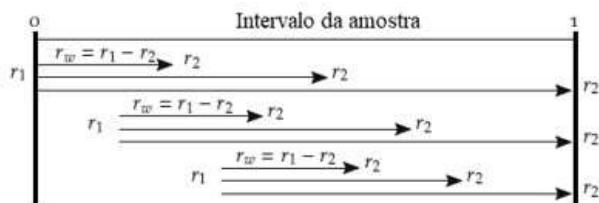
Figura 3: Ilustração do procedimento SADF, adaptado de Caspi (2017)



O teste SADF representa um avanço, mas tem uma limitação por ser consistente apenas em situações em que há um único episódio de comportamento explosivo na série de dados. Esse teste não consegue lidar com situações em que há múltiplos episódios, ou seja, em que a variável alterna mais de uma vez os períodos de comportamento explosivo com os períodos de comportamento estacionário.

Para eliminar essa limitação, Phillips et al. (2015) criam o teste GSADF. Esse teste segue a mesma lógica do teste anterior, mas é consistente em séries históricas com múltiplos episódios de comportamento explosivo. O teste GSADF considera diferentes janelas para estimar a estatística do teste ADF. Como apresenta o Gráfico 4, a diferença do teste GSADF em relação ao teste SADF é que o ponto inicial da janela de estimativa pode variar. A estatística de teste do GSADF também é o supremo das diversas estatísticas de teste ADF para as várias janelas utilizadas.

Figura 4: Ilustração do procedimento GSADF, adaptado de Caspi (2017)



Os testes SADF e GSADF calculam uma única estatística de teste para todo o período analisado, que indica se, ao longo desse período, ocorreram ou não episódios de comportamento explosivo. Por meio desses testes, porém, não é possível saber quando o comportamento explosivo começou e quanto tempo durou.

Para possibilitar essa avaliação, Phillips et al. (2015) trazem um novo avanço ao criar também o teste BSADF, que calcula uma estatística de teste para cada subamostra de tempo. Com isso, ele permite identificar em quais anos (ou

meses, ou dias, conforme a periodicidade da série de dados utilizada) a variável apresentou comportamento explosivo e quais foram os anos em que ela apresentou comportamento não explosivo, ajudando no entendimento da dinâmica do comportamento explosivo.

Esses três testes – SADF, GSADF e BSADF – são utilizados no trabalho para avaliar se as variáveis estudadas apresentam ou não comportamento explosivo.

Outra metodologia a ser utilizada é o teste de cointegração de Johansen e de Cheng & Phillips (2009) entre as variáveis BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB para discutir qual cenário parece mais adequado. A partir do resultado desses testes, é possível analisar se há cointegração apenas entre as variáveis BC_PIB e PEL_PIB, se há cointegração apenas se adicionar-se a variável Passivos_PIB (seria uma indicação de que há diferencial entre as taxas de remuneração do ativo e do passivo externos) ou se não há cointegração entre as variáveis.

5 Resultados

A seção de resultados está dividida em duas subseções: a primeira voltada para os EUA e a segunda para o Brasil. A análise para cada país é dividida em três. A primeira parte apresenta o resultado do teste ADF de raiz unitária para as variáveis do trabalho. A segunda parte mostra as estimativas do modelo VAR estimado com as variáveis e o resultado dos testes SADF, GSADF e BSADF de comportamento explosivo. A última parte apresenta os resultados dos testes de cointegração de Johansen e de Cheng & Phillips (2009). O próximo passo é analisar as variáveis para os EUA.

5.1 Análise para os EUA

Teste de raiz unitária ADF para as variáveis utilizadas

Utilizou-se o teste ADF com duas defasagens, sem tendência determinista e com constante, para avaliar se as variáveis utilizadas no estudo são não estacionárias. O nível de significância adotado no teste foi de 5%, o que corresponde a um valor crítico de -2,93.

Tabela 5: Resultados dos testes ADF para as variáveis consideradas dos EUA

Variável	Em nível		1ª Diferença	
	Estatística t	Conclusão	Estatística t	Conclusão
BC_PIB	-1,712	Não estacionária	-3,649	Estacionária
PEL_PIB	1,144	Não estacionária	-3,541	Estacionária
Ativos_PIB	0,106	Não estacionária	-3,115	Estacionária
Passivos_PIB	1,139	Não estacionária	-2,423	Estacionária

A Tabela 5 apresenta as estatísticas do teste ADF para as variáveis consideradas no trabalho em nível e em primeira diferença. Com base nos resultados apresentados, pode-se afirmar que nenhuma das variáveis analisadas é estacionária em nível, ao passo que as suas primeiras diferenças são estacionárias. Geralmente, esse resultado (variável não estacionária em nível e estacionária

em primeira diferença) é interpretado como uma indicação de que a variável em análise é integrada de ordem 1. Porém, dada a trajetória mostrada por algumas variáveis no Gráfico 1, decidiu-se verificar a hipótese de essas variáveis terem comportamento explosivo, ou seja, raiz maior que 1.

Testes para análise de comportamento explosivo

A primeira indicação de que algumas das variáveis estudadas apresentavam comportamento explosivo foi estimar um modelo vetorial autorregressivo (VAR) com as variáveis BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB. A especificação considera uma defasagem das variáveis, com constante e sem tendência². Os resultados do VAR com os coeficientes estimados e seus respectivos erros-padrão e p-valores são apresentados na Tabela 6. Nesse modelo, o coeficiente da primeira defasagem da variável Passivos_PIB apresentou valor superior a 1 no modelo autorregressivo dessa mesma variável. Essa é uma indicação de um possível comportamento explosivo para variável Passivos_PIB. As outras variáveis (BC_PIB e PEL_PIB) apresentam coeficiente da defasagem para explicar a própria variável inferior à unidade, não indicando a possibilidade de comportamento explosivo.

Tabela 6: Resultados do VAR das variáveis BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB dos EUA

Variável Explicativa	BC_PIB			Variável Dependente PEL_PIB			Passivos_PIB		
	Coef	EP	P-valor	Coef	EP	P-valor	Coef	EP	P-valor
BC_PIB _{t-1}	0,91	0,08	0,00	-0,01	0,00	0,18	-0,02	0,01	0,03
PEL_PIB _{t-1}	0,46	1,66	0,78	0,62	0,10	0,00	0,20	0,14	0,18
Passivos_PIB _{t-1}	0,08	0,47	0,87	-0,12	0,03	0,00	1,03	0,04	0,00
Constante	-0,28	0,21	0,18	0,03	0,01	0,02	0,00	0,02	0,86

Obs.: EP é erro-padrão.

Para avaliar a existência de comportamento explosivo nas variáveis, foram utilizados os testes de Phillips et al. (2011) e Phillips et al. (2015) descritos anteriormente: SADF, GSADF e BSADF com uma defasagem, com constante e sem tendência determinista. Os resultados dos testes SADF e GSADF são mostrados na Tabela 7, na qual α é o nível de significância do teste.

Tabela 7: Resultados dos testes SADF e GSADF para as variáveis BC_PIB, PEL_PIB, Ativos_PIB e Passivos_PIB dos EUA

	Estatística de teste				Valores críticos por α		
	BC_PIB	PEL_PIB	Ativos_PIB	Passivos_PIB	10%	5%	1%
SADF	0,14	1,875	4,42	5,50	0,89	1,21	1,872
GSADF	1,27	1,87	4,42	5,50	1,60	1,97	2,67

No caso do saldo da Balança Comercial, a variável não apresenta comportamento explosivo de acordo com os testes SADF e GSADF. O comportamento

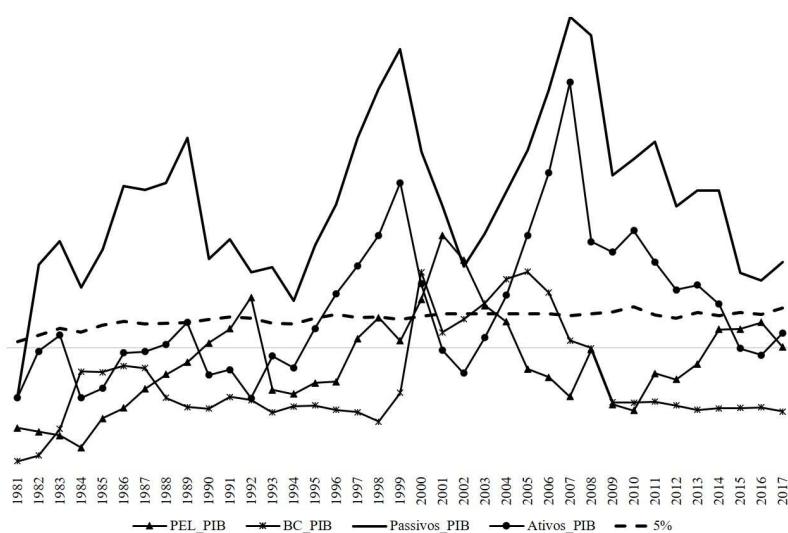
²Também foi realizada a regressão de um VAR com as mesmas variáveis, mas com tendência. Nesse caso, não houve indícios de comportamento explosivo, mas o coeficiente da tendência não foi estatisticamente significativo a 10% em nenhuma das três equações.

da variável PEL_PIB é menos nítido: o teste SADF indica que a variável apresenta comportamento explosivo ao nível de significância de 1%, mas o teste GSADF rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 10%. Já um nível de significância de 5% leva à conclusão de que variável não tem trajetória explosiva. Por fim, os Ativos e Passivos externos como proporção do PIB apresentam trajetória explosiva, rejeitando a hipótese nula a 1% de significância estatística.

O comportamento ano a ano descrito pelo teste BSADF é mostrado no Gráfico 5 e na Tabela A.1 no apêndice, com os períodos de contração econômica baseados na cronologia do NBER destacados em cinza. O teste BSADF indica que a trajetória dos passivos externos é explosiva de 1982 até 2017 ininterruptamente. A variável Ativos_PIB não apresenta comportamento explosivo no período que vai de 1981 até 1995; por outro lado, de 1996 até 2014, um período de 19 anos, o comportamento da variável é explosivo em 16 anos. Os últimos 3 anos, porém, têm uma nova alteração de comportamento com o fim do episódio de comportamento explosivo e o retorno à situação anterior, não explosiva.

A variável PEL_PIB tem comportamento explosivo no período de 2000 a 2003 e um caso pontual no ano de 1992. Por fim, a Balança Comercial apresenta comportamento explosivo em 2000 e nos anos de 2003 a 2006. Essas análises consideram o nível de significância de 5%. Novamente, os períodos recessivos mostram uma redução da intensidade do comportamento explosivo dos ativos e passivos externos.

Figura 5: Valores críticos e estatísticas do teste BSADF para as variáveis BC_PIB, PEL_PIB, Ativos_PIB e Passivos_PIB



Testes de Cointegração entre as variáveis

Em seguida, testa-se a existência de cointegração entre as variáveis do modelo. Nielsen (2010) mostra que os testes usuais de cointegração podem ser usados

mesmo na presença de variáveis com comportamento explosivo.

A variável Ativos_PIB não foi incluída nos testes de cointegração porque essa variável é o resultado de uma relação linear entre PEL_PIB e Passivos_PIB. Logo, as três variáveis não podem participar simultaneamente do mesmo modelo, de modo que se optou por usar PEL_PIB e Passivos_PIB e descartar Ativos_PIB.

O primeiro teste verifica a existência de relações de cointegração entre as variáveis sem incluir a variável Passivos_PIB. Isso pressupõe o modelo da equação (2), ou seja, um modelo que não leva em conta o diferencial de taxas entre ativos e passivos externos. O segundo teste repete as variáveis do primeiro teste e inclui, além delas, a variável Passivos_PIB. Se a inclusão dessa variável for determinante para a existência de relações de cointegração, isso implica que o diferencial de taxas entre ativos e passivos externos é relevante, e o modelo correto utilizaria a equação (6) em vez da equação (2).

Inicialmente, foi utilizado o teste de Johansen para verificar a existência de cointegração entre as variáveis considerando uma defasagem, com constante e sem tendência determinista. O resultado do teste de cointegração de Johansen é apresentado na Tabela 8. O resultado do teste de Johansen indica que as variáveis não cointegram sem a variável Passivos_PIB. Mas a inclusão dessa variável faz com que exista uma relação de cointegração.

Tabela 8: Número de relações de cointegração entre as variáveis dos EUA pelo teste de Johansen

Variáveis:				
	BC_PIB e PEL_PIB		BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB	
Posto da Matriz	Estatística do Traço	P-valor	Estatística do Traço	P-Valor
0	3,66	0,922	33,63	0,016
1	0,07	0,787	8,91	0,381
2			0,15	0,695

Cabe uma ressalva, a análise detalhada dos modelos utilizados nos testes permitiu identificar a existência de heteroscedasticidade. Como o teste de Johansen apresenta distorções de tamanho na presença de heteroscedasticidade, deveria-se fazer outro teste de cointegração adicionalmente. Por essa razão, foi realizado um teste alternativo, o teste de Cheng & Phillips (2009), que é robusto à heteroscedasticidade para comparar com os resultados dos testes de Johansen.

O teste de Cheng & Phillips (2009) consiste em estimar modelos vetoriais autorregressivos com diferentes combinações de variáveis e diferentes números de relações de cointegração e, em seguida, selecionar o posto da matriz de longo prazo a partir de critérios de informação tradicionais (Schwarz, Hannan-Quinn e Akaike).

Os resultados são apresentados na Tabela 9 para o teste de Cheng & Phillips (2009). Foram desconsiderados os resultados baseados no critério de informação de Akaike por serem inconsistentes, conforme as recomendações de Cheng & Phillips (2009).

Os resultados também indicam que a inclusão da variável Passivos_PIB faz com que existam relações de cointegração entre as variáveis. Consequen-

Tabela 9: Número de relações de cointegração pelo teste de Cheng e Phillips (2009) com base no critério de informação

Variáveis testadas	Modelo testado	Nº de relações de cointegração	Critério de Informação		
			Schwarz	Hannan-Quinn	Akaike
BC_PIB e PEL_PIB		0	-1,514	-1,564	-1,593
		1	-1,345	-1,468	-1,542
BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB		0	-4,387	-4,461	-4,505
		1	-4,504	-4,700	-4,818
		2	-4,444	-4,714	-4,877

temente, o diferencial das taxas de retorno de ativos e passivos externos é relevante para explicar o comportamento das contas externas dos EUA e teria um comportamento estabilizador para a conta corrente ser sustentável. Ou seja, se desconsiderar-se a presença do diferencial de retorno, a conta corrente dos EUA é insustentável, como foi o caso de Bajo-Rubio et al. (2014). A seguir, analisam-se as variáveis para o Brasil.

5.2 Análise para o Brasil

De forma similar ao caso dos EUA, analisa-se se as variáveis brasileiras são não estacionárias por meio do teste ADF com duas defasagens, sem tendência determinista e com constante. O nível de significância adotado no teste foi de 5%. A Tabela 10 apresenta as estatísticas do teste ADF. Apenas a variável BC_PIB foi estacionária em nível para o Brasil, o que seria parte das condições para o país ser solvente pelo cenário 1. As demais variáveis em análise são integradas de ordem 1³. Como o teste de cointegração de Johansen é robusto à presença de raiz unitária, a análise prossegue para esse procedimento.

Tabela 10: Resultados dos testes ADF para as variáveis consideradas do Brasil

Variável	Em nível		1ª Diferença	
	Estatística t	Conclusão	Estatística t	Conclusão
BC_PIB	-2,131	Estacionária	-7,801	Estacionária
PEL_PIB	-2,293	Não estacionária	-3,146	Estacionária
Ativos_PIB	-3,206	Não estacionária	-7,465	Estacionária
Passivos_PIB	-2,381	Não estacionária	-3,128	Estacionária

O próximo passo é verificar a existência de cointegração entre as variáveis considerando uma defasagem, com constante e sem tendência determinista. O resultado do teste de cointegração de Johansen é apresentado na Tabela 11. O resultado do teste de Johansen indica que as variáveis são estacionárias sem a variável Passivos_PIB ao rejeitar a hipótese nula de ao menos um vetor de

³O apêndice apresenta a Tabela A.2 com os testes SADF e GSADF para as variáveis do Brasil. Não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária para nenhuma das variáveis a 5% de significância estatística, de modo que não corrobora para o comportamento explosivo para as variáveis do Brasil.

cointegração, o que indica o país ser solvente pelo cenário 1. Mas a inclusão da variável Passivos_PIB faz com que exista uma relação de cointegração pelo teste de Johansen a 5% de significância estatística.

Tabela 11: Número de relações de cointegração entre as variáveis brasileiras pelo teste de Johansen

Variáveis:				
	BC_PIB e PEL_PIB		BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB	
Posto da Matriz	Estatística do Traço	P-valor	Estatística do Traço	P-Valor
0	35,55	0,000	35,36	0,010
1	8,80	0,018	8,15	0,457
2			0,08	0,782

Desse modo, procurou-se investigar a imposição de restrições sobre o modelo geral que é com as 3 variáveis (BC_PIB, PEL_PIB, e Passivos_PIB) e 1 relação de cointegração para obter o melhor modelo. Analisa-se a simplificação do modelo e estudam-se 4 possibilidades de restrições para o modelo conforme apresentado na Tabela 12. O modelo 3 avalia se o coeficiente de diferencial de retorno entre ativos e passivos é estatisticamente zero. O modelo 4 basicamente é uma outra maneira de testar se a variável BC_PIB é estacionária.

Tabela 12: Especificação dos modelos ao impor restrições

Modelo 1	Modelo geral com constante irrestrita
Modelo 2	Modelo geral com constante restrita
Modelo 3	Constante restrita. Passivos_PIB excluída do vetor de cointegração
Modelo 4	Constante restrita. Variáveis PEL_PIB e Passivos_PIB excluídas do vetor de cointegração

Este estudo, para restringir o modelo geral, é realizado por meio dos critérios de informação e do teste de restrição conjunta. A Tabela 13 apresenta os critérios de informação para cada um dos modelos e os testes de restrição conjunta para simplificar de um modelo para o outro. Os critérios de informação apontam para o modelo 3 como o melhor. No caso do teste de restrição conjunta, a indicação é de que é possível restringir o modelo até o modelo 3 ao não rejeitar a hipótese nula de a restrição conjunta ser válida para simplificar o modelo 1 (2) para o modelo 3. Porém, rejeita-se que a hipótese nula de a restrição conjunta imposta ser válida para simplificar os modelos 1, 2 ou 3 para o modelo 4 a 5% de significância estatística.

De modo geral, as conclusões para o Brasil são de que (i) a variável BC_PIB não é estacionária, pois a simplificação para o modelo 4 é rejeitada, (ii) há a evidência de cointegração entre BC_PIB e PEL_PIB por simplificar ao modelo 3, de modo que o país é solvente pelo cenário 2, e (iii) não há diferencial de retorno entre ativos e passivos externos para o Brasil ao permitir simplificar o modelo 2 para o modelo 3. Essa evidência do Brasil ser solvente contrasta com o obtido por Breuer et al. (2002) e Donoso & Martin (2014).

Tabela 13: Critério de informação dos modelos e testes para redução do modelo por meio da imposição de restrições

Critério de informação				
	Log-likelihood	Schwarz	Hannan-Quinn	Akaike
Modelo 1	286,312	-11,284	-11,478	-11,596
Modelo 2	285,593	-11,416	-11,561	-11,650
Modelo 3	285,493	-11,492	-11,614	-11,687
Modelo 4	281,061	-11,388	-11,485	-11,544

Teste para redução do modelo				
Modelo inicial	Modelo final	Distribuição e graus de liberdade	Estatística calculada	P-valor
Modelo 1	Modelo 2	$\chi^2(2)$	1,44	0,49
Modelo 1	Modelo 3	$\chi^2(3)$	1,64	0,65
Modelo 1	Modelo 4	$\chi^2(4)$	10,50	0,03
Modelo 2	Modelo 3	$\chi^2(1)$	0,20	0,65
Modelo 2	Modelo 4	$\chi^2(2)$	9,07	0,01
Modelo 3	Modelo 4	$\chi^2(1)$	8,86	0,00

A Tabela 14 apresenta as estimativas da relação de longo prazo e a velocidade de ajuste, considerando as variáveis BC_PIB, PEL_PIB e Passivos_PIB para o Modelo 3. A relação de longo prazo apresenta que BC_PIB e PEL_PIB têm relação inversa. Por um lado, a variável BC_PIB se ajusta para manter a relação de longo prazo com base na velocidade de ajuste. Por outro lado, embora a variável Passivos_PIB não esteja na relação de longo prazo, ela se ajusta aos desequilíbrios na relação de longo prazo.

Tabela 14: Relação de longo prazo e a velocidade de ajuste para o Modelo 3

	Relação de longo prazo		Velocidade de ajuste		
	Coeficiente	Erro-padrão	Coeficiente	Erro-padrão	
BC_PIB	1,00	0,00	-0,61	0,11	***
PEL_PIB	-0,19	0,04	***	0,53	0,35
Passivos_PIB	0,00	0,00	-0,94	0,42	***
Constante	-0,05	0,01	***		

6 Conclusão

Com base nos resultados obtidos com este trabalho, é possível classificar a solvência externa dos Estados Unidos e do Brasil em um dos 4 cenários apresentados na seção 2, e em seguida formular uma explicação para o comportamento do Balanço de Pagamentos norte-americano nos anos analisados.

Cabe descartar o cenário de estacionariedade das variáveis BC_PIB e PEL_PIB (cenário 1), com base nos resultados dos testes ADF, que indicam que essas variáveis são não estacionárias, o que está em linha ao obtido por Raybaudi et al. (2004). O cenário 2, em que as variáveis BC_PIB e PEL_PIB não são estacionárias, mas apresentam uma relação de cointegração, também pode ser descartado com base nos resultados dos testes de cointegração de Johansen e de Cheng & Phillips (2009).

Os dois cenários já descartados utilizam a premissa de que as taxas dos ativos e passivos externos do país são iguais. Considerando que esses cenários não são aplicáveis aos EUA, cabe avaliar a hipótese de que as taxas dos ativos são diferentes (e superiores) às taxas dos passivos, hipótese esta que fundamenta o cenário 3.

O cenário 3 pressupõe que a inclusão da variável Passivos_PIB na equação de solvência externa do país faz com que as variáveis (PEL_PIB, BC_PIB e Passivos_PIB) cointegrem e o saldo da Conta Corrente seja estacionário e igual a zero no longo prazo. Os testes de Johansen e de Cheng & Phillips (2009) corroboram que isso ocorre no caso das contas externas norte-americanas. Assim, a inclusão da variável Passivos_PIB é o fator determinante para que as variáveis cointegrem, e pode-se concluir que o cenário 3 corresponde à realidade da economia dos Estados Unidos no período analisado.

Como a inclusão dessa variável só é relevante se as taxas de remuneração de ativos e passivos externos forem diferentes, a necessidade de incluir a variável Passivos_PIB para que haja cointegração significa também que a solvência dos Estados Unidos depende da existência de um diferencial de taxas de remuneração entre seus ativos externos e seus passivos externos. Assim, obtém-se que esse diferencial de taxas existe e é estatisticamente significativo. Por fim, como as variáveis da equação (6) cointegram, pode-se descartar a hipótese de insolvência das contas externas norte-americanas no longo prazo (cenário 4).

Até o momento é possível afirmar que o saldo da Conta Corrente norte-americana tende a zero ao mesmo tempo em que o saldo da Balança Comercial apresenta uma trajetória não estacionária (embora não explosiva), que não converge para zero no equilíbrio. A sustentabilidade da trajetória das contas externas norte-americanas deve-se ao fato de que o desequilíbrio da Balança Comercial tem sido compensado parcialmente pelo desequilíbrio, com sinal inverso do Balanço de Rendas. O país consegue recorrentes superávits do Balanço de Rendas por ser o principal fornecedor de títulos de renda fixa de baixíssimo risco do mundo, os títulos da dívida pública americana que pagam juros reduzidos. Como seus ativos têm taxas de retorno mais altas, os Estados Unidos recebem mais rendas de juros e dividendos do que pagam e essa receita líquida é utilizada para compensar, em parte, os déficits comerciais.

Se os ativos do país no exterior continuarem com uma taxa de retorno maior do que a taxa com a qual o país remunera seus passivos externos, o país conseguirá prosseguir com uma Balança Comercial deficitária sem deixar de ser solvente. Isso possui implicações relevantes. Se é possível que o saldo da Balança Comercial de um país seja permanentemente deficitário, apresentando desequilíbrios mesmo no longo prazo, esse desequilíbrio deve se propagar para outros países. Para que um país tenha déficits frequentes na Balança Comercial, é necessário que os países que comercializam com este país tenham superávits frequentes. Dessa forma, o comércio internacional funcionaria em um desequilíbrio permanente e estável. Dada a relevância das trocas comerciais entre os países para o desempenho da economia global,

entender essa dinâmica adquire uma importância.

Outra conclusão obtida com este trabalho é a existência de comportamento explosivo por parte dos ativos e passivos externos dos EUA. Isso gera dúvidas em relação à permanência do comportamento solvente e sustentável identificado, já que a explosão do passivo externo norte-americano pode levar a um gradual aumento da percepção de risco acerca dos títulos dessa dívida. Se a percepção de risco aumentar, a consequência natural será o aumento das taxas de remuneração dos passivos e a redução do diferencial positivo entre as taxas dos ativos e passivos externos do país. Com a redução do diferencial de taxas de remuneração, os superávits do Balanço de Rendas perderão, parcial ou totalmente, a capacidade de compensar os déficits da Balança Comercial, o que pode levar a uma situação de insolvência no longo prazo.

Cabe ressaltar que os momentos com maiores indicações de explosão do comportamento da variável Ativos_PIB e da variável Passivos_PIB parecem ter passado, com essas variáveis retornando a um comportamento de raiz unitária nos últimos anos. De acordo com o teste BSADF, a variável Ativos_PIB não apresenta mais comportamento explosivo desde 2015; já os valores das estatísticas dos testes referentes à variável Passivos_PIB estão declinando e se aproximando do valor crítico que separa o comportamento explosivo do comportamento não explosivo, o que caracteriza uma trajetória de “volta à normalidade”. Isso pode impedir o cenário de aumento das taxas de remuneração dos passivos externos norte-americanos descrito no parágrafo anterior.

Por fim, destaca-se que testar a hipótese de existência de comportamento explosivo nos passivos externos norte-americanos – e procurar entender quais as consequências desse comportamento para a sustentabilidade das contas externas dos EUA no longo prazo – foi uma análise realizada neste trabalho que ainda não havia sido explorada em outros trabalhos. O impacto do comportamento explosivo dos passivos sobre o equilíbrio intertemporal das contas externas do país é um tema que merece estudos adicionais.

No caso do Brasil, pode-se descartar o cenário 1 de que as variáveis BC_PIB e PEL_PIB são estacionárias. Há evidência de existência de cointegração entre essas variáveis de modo a corroborar a solvência externa do país. Porém, a taxa de retorno dos ativos externos não é distinta daquela dos passivos externos para o Brasil segundo a simplificação do modelo geral.

Referências Bibliográficas

- Afonso, A., Huart, F., Jalles, J. T. & Stanek, P. (2019). Assessing the sustainability of external imbalances in the European Union. *The World Economy*, Hoboken, v. 42, p. 320–348.
- Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C. & Esteve, V. (2014). Sustainability of external imbalances in the OECD countries. *Applied Economics*, Abingdon, v. 46, p. 441–449.
- Bohn, H. (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 54, p. 1837–1847.
- Breuer, J. B., McNown, R. & Wallace, M. (2002). Series-specific unit root tests with panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 64, p. 527–546.

- Caspi, I. (2017). Rtadf: testing for bubbles with EVIEWS. *Journal of Statistical Software*, Innsbruck, v. 81, p. 1–16.
- Chen, S.-W. (2011). Current account deficits and sustainability: evidence from the OECD countries. *Economic Modelling*, Amsterdam, v. 28, p. 1455–1464.
- Cheng, X. & Phillips, P. C. (2009). Semiparametric cointegrating rank selection. *The Econometrics Journal*, Hoboken, v. 12, p. S83–S104.
- Curcuru, S. E., Dvorak, T. & Warnock, F. E. (2008). Cross-border returns differentials. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 123, p. 1495–1530.
- Donoso, V. & Martin, V. (2014). Current account sustainability in Latin America. *The Journal of International Trade & Economic Development*, Abingdon, v. 23, p. 735–753.
- Durdu, C. B., Mendoza, E. G. & Terrones, M. E. (2013). On the solvency of nations: cross-country evidence on the dynamics of external adjustment. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 32, p. 762–780.
- Engel, C. (2020). Safe US assets and US capital flows. *Journal of International Money and Finance*, Amsterdam, v. 102, p. 102102.
- Garg, B. & Prabheesh, K. (2020). Testing the intertemporal sustainability of current account in the presence of endogenous structural breaks: evidence from the top deficit countries. *Economic Modelling*, Amsterdam, v. 97, p. 365–379.
- Gourinchas, P. & Rey, H. (2007a). From world banker to world venture capitalist: US external adjustment and the exorbitant privilege. In: Clarida, R. H. (org.) *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*. Chicago: University of Chicago Press. p. 11–66.
- Gourinchas, P. & Rey, H. (2007b). International financial adjustment. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 115, p. 665–703.
- Gourinchas, P. & Rey, H. (2014). External adjustment, global imbalances, valuation effects. In: Rogoff, K.; Grossman, G. (orgs.) *Handbook of International Economics*. Amsterdam: Elsevier. v. 4, p. 585–645.
- Gourinchas, P., Rey, H. & Sauzet, M. (2019). The international monetary and financial system. *Annual Review of Economics*, Palo Alto, v. 11, p. 859–893.
- Hausmann, R. & Sturzenegger, F. (2007). The missing dark matter in the wealth of nations and its implications for global imbalances. *Economic Policy*, Oxford, p. 469–518.
- Holmes, M. J. (2006). How sustainable are OECD current account balances in the long run? *The Manchester School*, Manchester, v. 74, p. 626–643.
- Kindleberger, C. P., Salant, W. S. & Depres, E. (1966). The dollar and world liquidity: a minority view. *The Economist*, London, v. 6.

- Lane, P. R. & Milesi-Ferretti, G. M. (2002). External wealth, the trade balance, and the real exchange rate. *European Economic Review*, Amsterdam, v. 46, p. 1049–1071.
- Lane, P. R. & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 73, p. 223–250.
- Marçal, E. F., Prince, D., Merlin, G. T. & Zimmermann, B. (2017). Addressing econometric issues on how to construct theoretical based exchange rate misalignment estimates: searching for a comprehensive approach. In: *39º Encontro Brasileiro de Econometria*. Natal: SBE.
- Marcellino, M. (1999). Some consequences of temporal aggregation in empirical analysis. *Journal of Business & Economic Statistics*, Abingdon, v. 17, p. 129–136.
- Monastiriotis, V. & Tunali, C. B. (2020). The sustainability of external imbalances in the European periphery. *Open Economies Review*, Heidelberg, v. 31, p. 273–294.
- Nielsen, B. (2010). Analysis of coexplosive processes. *Econometric Theory*, Cambridge, v. 26, p. 882–915.
- Phillips, P. C., Shi, S. & Yu, J. (2015). Testing for multiple bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. *International Economic Review*, Hoboken, v. 56, p. 1043–1078.
- Phillips, P. C., Wu, Y. & Yu, J. (2011). Explosive behavior in the 1990s Nasdaq: when did exuberance escalate asset values? *International Economic Review*, Hoboken, v. 52, p. 201–226.
- Raybaudi, M., Sola, M. & Spagnolo, F. (2004). Red signals: current account deficits and sustainability. *Economics Letters*, Amsterdam, v. 84, p. 217–223.
- Rogoff, K. S. & Tashiro, T. (2015). Japan's exorbitant privilege. *Journal of the Japanese and International Economies*, Cambridge, v. 35, p. 43–61.
- Schoder, C., Proaño, C. R. & Semmler, W. (2013). Are the current account imbalances between EMU countries sustainable? Evidence from parametric and non-parametric tests. *Journal of Applied Econometrics*, Kingston, v. 28, p. 1179–1204.
- Vicard, V. (2019). *The Exorbitant Privilege of High Tax Countries*. Paris: CEPII Research Center.
- Wright, T. & Zucman, G. (2018). *The Exorbitant Tax Privilege*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

Apêndice A

Tabela A.1: Valores críticos e estatísticas do teste BSADF para as variáveis BC_PIB, PEL_PIB, Ativos_PIB e Passivos_PIB

Ano	Estatística-Teste				Valores Críticos		
	BC_PIB	PEL_PIB	Ativos_PIB	Passivos_PIB	10%	5%	1%
1981	-1,89	-1,33	-0,83	-0,83	-0,24	0,10	0,90
1982	-1,80	-1,40	-0,06	1,38	-0,15	0,21	1,01
1983	-1,35	-1,46	0,21	1,78	-0,10	0,32	1,04
1984	-0,40	-1,66	-0,83	1,01	-0,04	0,27	1,02
1985	-0,41	-1,17	-0,67	1,64	-0,04	0,38	1,33
1986	-0,30	-1,00	-0,08	2,70	0,05	0,44	1,08
1987	-0,34	-0,68	-0,06	2,63	0,05	0,40	1,15
1988	-0,83	-0,44	0,06	2,75	0,03	0,40	1,19
1989	-0,98	-0,24	0,42	3,49	0,04	0,42	1,27
1990	-1,01	0,08	-0,45	1,48	0,08	0,48	1,36
1991	-0,81	0,32	-0,36	1,80	0,13	0,52	1,23
1992	-0,87	0,84	-0,84	1,26	0,08	0,49	1,20
1993	-1,08	-0,70	-0,14	1,34	0,06	0,41	1,21
1994	-0,98	-0,77	-0,33	0,78	0,08	0,40	1,10
1995	-0,96	-0,59	0,32	1,71	0,19	0,49	1,21
1996	-1,03	-0,56	0,90	2,39	0,19	0,56	1,21
1997	-1,07	0,15	1,36	3,50	0,12	0,50	1,26
1998	-1,23	0,50	1,87	4,31	0,20	0,51	1,26
1999	-0,75	0,12	2,75	4,97	0,14	0,47	1,38
2000	1,26	0,80	1,06	3,26	0,21	0,52	1,22
2001	0,26	1,87	-0,04	2,36	0,22	0,57	1,35
2002	0,48	1,46	-0,42	1,36	0,18	0,57	1,46
2003	0,74	0,70	0,17	1,90	0,21	0,57	1,31
2004	1,15	0,43	0,88	2,60	0,24	0,57	1,35
2005	1,27	-0,35	1,87	3,30	0,23	0,56	1,31
2006	0,92	-0,49	2,92	4,29	0,23	0,57	1,12
2007	0,12	-0,81	4,42	5,50	0,19	0,54	1,42
2008	0,00	-0,03	1,77	5,20	0,23	0,56	1,21
2009	-0,91	-0,95	1,60	2,87	0,24	0,60	1,37
2010	-0,91	-1,04	1,95	3,15	0,27	0,68	1,37
2011	-0,89	-0,43	1,42	3,43	0,18	0,55	1,40
2012	-0,96	-0,53	0,97	2,36	0,17	0,50	1,05
2013	-1,03	-0,27	1,04	2,62	0,27	0,58	1,29
2014	-1,01	0,31	0,73	2,62	0,24	0,54	1,38
2015	-1,00	0,31	-0,01	1,24	0,27	0,59	1,26
2016	-0,99	0,42	-0,12	1,12	0,23	0,56	1,32
2017	-1,06	0,02	0,24	1,43	0,25	0,66	1,34

Tabela A.2: Resultados dos testes SADF e GSADF para as variáveis BC_PIB, PEL_PIB, Ativos_PIB e Passivos_PIB do Brasil

	Estatística de teste				Valores críticos por α		
	BC_PIB	PEL_PIB	Ativos_PIB	Passivos_PIB	10%	5%	1%
SADF	-1,32	-1,36	-0,31	-0,77	0,01	0,26	0,76
GSADF	-1,33	-1,37	-0,43	-0,78	0,21	0,47	1,30