

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CAMPUS SOROCABA
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

JONATAS RODRIGUES REVOREDO

**INTERPRETANDO HIPERINFLAÇÃO COMO BOLHAS RACIONAIS: O CASO DA
AMÉRICA LATINA**

Sorocaba
2021

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CAMPUS SOROCABA
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

JONATAS RODRIGUES REVOREDO

**INTERPRETANDO HIPERINFLAÇÃO COMO BOLHAS RACIONAIS: O CASO DA
AMÉRICA LATINA**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado
ao Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia
da Universidade Federal de São Carlos, *campus*
Sorocaba, para obtenção do título/grau de
bacharel em Ciências Econômicas.

Orientação: Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva
Júnior.

Sorocaba
2021

Revoredo, Jonatas

Interpretando hiperinflação como bolhas racionais: O caso da América Latina / Jonatas Revoredo -- 2021. 48f.

TCC (Graduação) - Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador (a): Geraldo Edmundo Silva Júnior

Banca Examinadora: José César Cruz Júnior, Jorge Paulo de Araujo

Bibliografia

1. Inflaçã. 2. Hiperinflação. 3. Bolhas racionais. I. Revoredo, Jonatas. II. Título.

Ficha catalográfica desenvolvida pela Secretaria Geral de Informática (SIn)

DADOS FORNECIDOS PELO AUTOR

Bibliotecário responsável: Maria Aparecida de Lourdes Mariano - CRB/8 6979

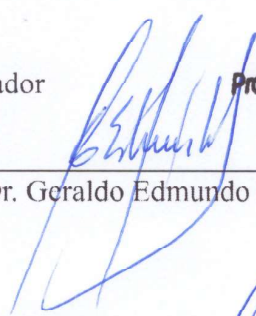
JONATAS RODRIGUES REVOREDO

INTERPRETANDO HIPERINFLAÇÃO COMO BOLHAS RACIONAIS: O CASO DA
AMÉRICA LATINA

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao
Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia da
Universidade Federal de São Carlos, *campus*
Sorocaba, para obtenção do título/grau de
bacharel em Ciências Econômicas.
Universidade Federal de São Carlos.

Sorocaba, 16 de novembro de 2021

Orientador



Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior

Prof. Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior
DEco - Departamento de Economia
UFSCar - Sorocaba / SP

Examinador



Prof. Dr. José César Cruz Júnior

Examinador



Prof. Dr. Jorge Paulo de Araujo

DEDICATÓRIA

Agradeço primeiramente a Deus, meu melhor amigo, que apesar de todas as minhas falhas não me deixa faltar o seu amor, atenção e orientação. Agradeço à minha família por me apoiar e acreditar incondicionalmente em mim. Ao meu falecido e melhor amigo nessa Terra, meu pai, por até hoje ecoar a sua voz em mim, me apoiando, me incentivando, sendo um exemplo do qual quero seguir na minha vida pessoal e profissional. Às minhas irmãs por todo apoio e ao meu sobrinho pela amizade. Aos meus tios Cristiano e Débora, e aos meus avós, por acreditarem tanto em mim. À minha anja, por ser usada por Deus para me centrar na vontade dEle. À minha mãe por ser minha melhor amiga, de todos os momentos, e me dar o exemplo do amor.

AGRADECIMENTO

Agradeço ao professor Dr. Geraldo Edmundo Silva Júnior por toda a orientação prestada e atenção, por toda compreensão com o momento difícil que passei no ano de 2018, além de sempre ter acreditado em mim. Agradeço também a todos os meus professores que contribuíram na minha formação. Agradeço ao meu amigo Vitor Spada pela maravilhosa amizade que desenvolvemos nessa graduação. À Giulia pela amizade e companheirismo desde o Ensino médio. Obrigado.

RESUMO

REVOREDO, Jonatas. *Interpretrando Hiperinflação como bolhas racionais: O caso da América Latina*. 2021. 47f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2021.

A inflação é uma das áreas mais profícuas da economia, sendo alvo de diversos estudos e hipóteses, cujo controle é essencial para a manutenção da estabilidade econômica e bem-estar social. A condução política adequada para lidar com ambientes hiperinflacionários é dependente do fator gerador da inflação, um diagnóstico incorreto induzirá a medidas sem resultados. Sendo assim, a identificação antecipada do movimento de preços e da raiz de suas causas tornam-se fatores decisivos na implementação de ações eficientes para o controle hiperinflacionário. Um dos fatores que afetam a trajetória dos preços é a demanda por moeda, que em momentos de surtos inflacionários tende a ser determinada por fatores especulativos dos agentes. Dessa forma, o presente trabalho avança na identificação de bolhas de natureza especulativa, as chamadas bolhas racionais. Tratam-se de bolhas que são influenciadas pelo comportamento dos agentes, descolando-se dos fatores endógenos que deveriam explicar suas variações. Assim, a hipótese crucial do trabalho é que alterações discrepantes entre nível de preços e os fundamentos de mercado em períodos hiperinflacionários configuram a existência de uma bolha racional. É utilizado como modelo estrutural um modelo de demanda por moeda que relaciona os estoques monetários reais à uma única variável, as expectativas de inflação. Tal modelo apresenta grande adequação em períodos hiperinflacionários, devido ao comportamento dos agentes sobre especulação de preços futuros. Para a identificação de bolhas nas séries foram utilizados os testes RADF, SADF e GSADF, que aplicam testes ADF na amostra alternando o tomando das janelas dentro da amostra. Para a verificação de relações entre nível de preços e fundamentos de mercado foi utilizado os testes de cointegração. Os resultados para o modelo de demanda por moeda foram robustos tanto em questão ao que a teoria prevê, quanto a adequação e estatísticas de ajuste. Os testes de bolhas identificaram 11 bolhas totais nas séries da Bolívia, Brasil, Chile Colômbia, Peru e Suriname. Desses, Brasil, Peru e Suriname apresentaram zero vetores de cointegração nos testes do traço e Lambda Max, entre as variáveis logaritmo dos preços, da taxa de câmbio e da base monetária, identificando a presença de bolhas racionais nos processos hiperinflacionários desses países.

Palavras-chave: Bolhas Racionais. Bolhas inflacionárias. Hiperinflação.

ABSTRACT

Inflation is one of the most fruitful areas of the economy, being the target of several studies and hypotheses, whose control is essential for the maintenance of economic stability and social well-being. Appropriate policy management to deal with hyperinflationary environments is dependent on the inflation-generating factor, an incorrect diagnosis will lead to unresolved measures. Thus, the early identification of price movements and the root of their causes become decisive factors in the implementation of efficient actions for hyperinflationary control. One of the factors that affect the price trajectory is the demand for currency, which in times of inflationary surges tends to be determined by agents' speculative factors. Thus, the present work advances in the identification of bubbles of a speculative nature, the so-called rational bubbles. These are bubbles that are influenced by the behavior of agents, detaching themselves from the endogenous factors that should explain their variations. Thus, the crucial hypothesis of the work is that discrepant changes between the price level and the market fundamentals in hyperinflationary periods configure the existence of a rational bubble. A money demand model that relates real money stocks to a single variable, inflation expectations, is used as a structural model. Such model presents great adequacy in hyperinflationary periods, due to the behavior of agents on future price speculation. For the identification of bubbles in the series, the RADF, SADF and GSADF tests were used, which apply ADF tests on the sample, alternating the taking of the windows within the sample. To verify the relationship between price level and market fundamentals, cointegration tests were used. The results for the money demand model were robust both in terms of what the theory predicts and adequacy and adjustment statistics. Bubble tests identified 11 total bubbles in the series for Bolivia, Brazil, Chile Colombia, Peru and Suriname. Of these, Brazil, Peru and Suriname presented zero cointegration vectors in the trace and Lambda Max tests, between the logarithm variables of prices, exchange rate and monetary base, identifying the presence of rational bubbles in the hyperinflationary processes of these countries.

Keywords: Rational Bubbles. Inflationary bubbles. Hyperinflation.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Inflação e moeda na América latina: Países de inflação alta	15
Figura 2 - Inflação e moeda na América Latina: Países de inflação média e baixa	15
Figura 3 - Comportamento da inflação mediante as ações tomadas nos planos de estabilização brasileiros: Plano Cruzado, Plano Bresser, Plano Verão e Plano Collor I.	19
Figura 4 - Teste RADF	29
Figura 5 - Teste SADF	29
Figura 6 - Teste GSADF	30
Figura 7 - Teste GSADF para a Bolívia	37
Figura 8 - Teste GSADF para o Brasil	37
Figura 9 - Teste GSADF para o Chile	38
Figura 10 - Teste GSADF para a Colômbia	38
Figura 11 - Teste GSADF para o Peru	38
Figura 12 - Teste GSADF para o Suriname	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Origem e datação dos dados	24
Tabela 2 - Resultados para os testes de cointegração de traço e lambda-max para os países sul-americanos entre as variáveis logaritmo dos preços, da base monetária e da taxa de câmbio. 33	
Tabela 3 – Estimação do modelo de Cagan (1956) para os países da América do Sul.....	34
Tabela 4 - Resultados para os testes de bolhas	36
Tabela 5 - Datação das bolhas encontradas	37

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	11
1.1 OBJETIVOS	12
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	14
2.1 A INFLAÇÃO NA AMÉRICA LATINA	14
2.1.1 Interpretações Para a Inflação Latino-americana	14
2.2 O MODELO DE CAGAN E BOLHAS RACIONAIS.....	20
3 METODOLOGIA/MATERIAIS E MÉTODOS	24
3.1 BASE DE DADOS	24
3.2 ESPECIFICAÇÕES METODOLÓGICAS	25
3.2.1 Dickey Fuller Aumentado (ADF)	25
3.2.2 Cointegração De Johansen e Juselius (1990)	26
3.2.3 Demanda Por Moeda De Cagan (1956)	27
3.2.4 Teste RADF	28
3.2.5 Teste SADF	29
3.2.6 Teste GSADF	30
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	32
5 CONCLUSÕES	40
REFERÊNCIAS	43

1 INTRODUÇÃO

A inflação, juntamente com o desemprego e o crescimento econômico, tem sido, ao longo das últimas décadas, uma das áreas mais estudadas da economia, tornando-se alvo de diversas interpretações a depender da forma como se comporta e das causas relacionadas. Como os preços são variáveis de ajuste entre diversos fatores como, por exemplo, custos, mão de obra, disponibilidade de recursos, fatores de produção, demanda e oferta, câmbio, estoque monetário, entre outros que podemos citar, sua variabilidade é inevitável. A literatura sobre o tema é extensa e pode ser amplamente debatida

Avançando no estudo da hiperinflação, encontramos diversos episódios de surtos hiperinflacionários, podemos citar alguns deles:

1) França (maio de 1795 à novembro de 1796): Arranjos institucionais pós-Revolução francesa resultaram na presença de hiperinflação;

2) Rússia (janeiro de 1922 à março de 1924): rearranjos econômicos no período pós Revolução Russa induziram o processo;

3) Alemanha (agosto de 1922 à dezembro de 1923): A ausência de lastro da moeda nos pagamentos de Versailles;

4) Áustria (outubro de 1921 à setembro de 1922): O redimensionamento dos processos de transações internas e externas na ruptura do império Austro-Húngaro culminou no fenômeno;

5) China (julho de 1943 à maio de 1949): O rearranjo institucional chinês durante a Segunda Guerra Mundial e o início do regime comunista resultou no processo;

6) Grécia (junho de 1941 à janeiro de 1946): Determinantes fiscais de meados da Segunda Guerra Mundial levaram ao processo;

7) Hungria (agosto de 1945 à julho de 1946): O processo de financiamento de guerra e rearranjo posterior.

Nota-se, que os processos hiperinflacionários abordados manifestaram fase de aceleração e estancamento, à medida que eram tomadas medidas econômicas drásticas. Em geral, os processos decorreram de algum acontecimento importante, associados a guerras, financiamentos ou rearranjos institucionais. A literatura teórica aponta diversas abordagens possíveis para o tema, de acordo com as causas do problema é possível apontar um prognóstico, e por meio da metodologia econométrica realizar inferências.

Em diversos casos, pode-se observar o processo hiperinflacionário sob diversos prismas. Como exemplo, podemos citar o caso da hiperinflação alemã que foi analisada por Burmeister e Wall (1987) com base na oferta endógena de moeda; Orléan (1979), Wicker (1986), e Laidler e Stadler (1998) observaram aspectos políticos e novas interpretações do processo hiperinflacionário; Salemi (1980) abordou deterioração do câmbio e demanda por moeda enquanto Moosa (1999), o processo de substituição monetária; e Frenkel (1977, 1980) se preocupou com a demanda por moeda e taxa de câmbio.

O caso alemão torna-se, portanto, um exemplo da multiplicidade de óticas que se pode adotar quando a hiperinflação está em questão. Na literatura encontram-se enfoques, por exemplo, em análise de comportamento da taxa de juros (Zhao, 2015), aprendizagem (Adam, 2006), hiperinflação explosiva (Nielsen, 2008), mudança nos preços (Elton, 1989), estabilização (Friedman, 1978), estagnação (De Ménil, 2000), déficits orçamentários (Kiguel, 1989), Curva de Laffer (Gutierrez, 2004), demanda por moeda de Cagan (Canêdo-Pinheiro, 2011), substituição de moeda (Moosa, 1999), demanda de moeda (Frenkel, 1978), oferta de moeda (Burmeister e Wall, 1987), comportamento das taxas de juros (Chou, 1959), entre outros. Para uma análise mais precisa, será apresentado na seção 2, abordagens relacionadas aos países latino-americanos, estudos que analisaram os determinantes da inflação de acordo com os problemas enfrentados pelos países da América Latina, que se distinguem dos problemas enfrentados pelos países desenvolvidos.

Ao olhar mais especificamente para os determinantes especulativos que afetam hiperinflações, encontra-se referências como Funke, Hall e Sola (1994), Casella (1989) e Diba e Grossman (1989), que analisam processos inflacionários sob a hipótese de bolhas racionais, que duram um determinado período e explodem.

1.1 OBJETIVOS

O presente trabalho busca testar a hipótese de bolhas racionais para os processos hiperinflacionários dos países da América do Sul, identificando e datando as bolhas encontradas, verificando se a demanda por encaixes monetários reais se descola dos fundamentos de mercado que devem explicá-la. A hipótese crucial é que alterações discrepantes entre níveis de preços e fundamentos de mercado em períodos caracterizados como bolhas, configuram bolhas racionais.

Para identificar bolhas racionais alguns objetivos específicos devem ser atingidos para cada país sul-americano:

- (i) Testar a cointegração entre preços, taxa de câmbio e base monetária.
- (ii) Aplicar e analisar a adequação do modelo de Cagan;
- (iii) Realizar os testes de bolhas com base no modelo de Cagan, identificando e datando as bolhas;
- (iv) Examinar as bolhas encontradas de acordo com estudos acadêmicos.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

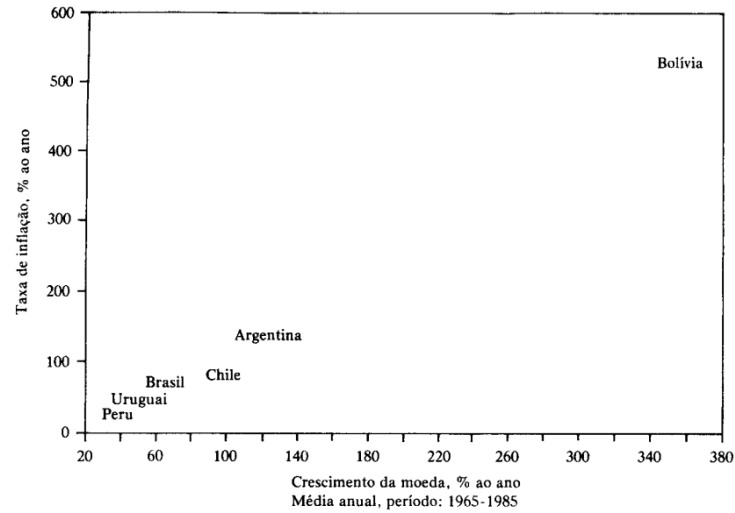
2.1 A HIPERINFLAÇÃO NA AMÉRICA LATINA

2.1.1 Interpretações Para a Inflação Latino-americana

De acordo com Cardoso (1989), existem duas possíveis interpretações para a inflação latino-americana. Primeiramente, a visão monetarista aponta os déficits orçamentários financiados pela emissão monetária como eixo do processo inflacionário da América Latina. Dessa forma, a contenção da inflação é possível por meio do corte dos déficits orçamentários. De maneira secundária, o estruturalismo sustenta que os déficits orçamentários não importam. A raiz do processo inflacionário está nas faltas de oferta, nos pontos de estrangulamento e nas reivindicações discrepantes dos diferentes grupos sociais, que buscam adquirir uma parcela maior do resultado econômico. Para estes, a contenção inflacionária ocorre por meio de políticas de renda. Ambas as visões se mostram incompletas, e as recomendações falham em determinados momentos. Contudo, é possível utilizar ambas as visões para analisar determinadas ocorrências para a América Latina.

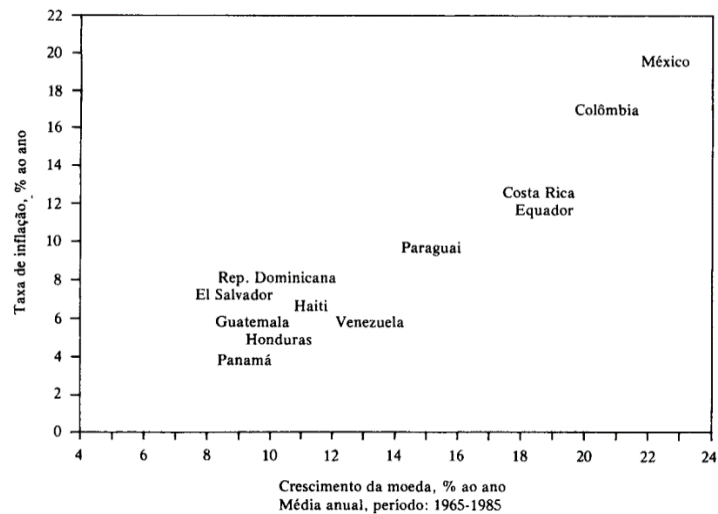
Os monetaristas entendem que no processo de senhoriagem (fonte de receita do governo proveniente da emissão monetária) o dinheiro em excesso corre atrás de bens em escassez. Entende-se que o acréscimo na demanda agregada ocasionada pela emissão monetária não terá efeitos sobre a produção, resultando em inflação. Essa política somente terá efeitos os esperados enquanto os agentes não se anteciparem ao aumento de preços. Entretanto, a tendência é que os agentes percebam a trajetória dos preços e se antecipem, e a partir de então, alterações na oferta monetária ocasionariam efeitos sobre o índice de preços (Cardoso, 1989). Na presença de expectativas racionais este processo pode ser extremamente rápido. As Figuras 1 e 2 Corroboram a correlação positiva entre inflação e crescimento da moeda na América Latina, para países com inflação alta e países com inflação média e baixa. É possível notar a correlação positiva entre crescimento da moeda e taxa de inflação.

Figura 1 - Inflação e moeda na América latina: Países de inflação alta



Fonte: Cardoso (1989)

Figura 2 - Inflação e moeda na América Latina: Países de inflação média e baixa



Fonte: Cardoso (1989)

É possível gerar renda a partir da senhoriagem quando aliado ao crescimento econômico. O crescimento econômico eleva a demanda por liquidez. Dessa forma, o acréscimo na demanda por moeda dá oportunidade ao governo de gerar renda e sustentar o déficit orçamentário sem gerar inflação. Entretanto, se o crescimento da moeda superar o crescimento da renda real, haverá aumento da inflação. Isso ocorre pois o aumento da inflação torna cada vez mais custoso para os agentes manter a liquidez (ver Cardoso 1989).

Abordagem monetarista pode ser verificada para um grupo de países latino-americanos em alguns momentos, mas para outros, não explica a origem dos processos inflacionários. De

acordo com o autor citado os monetaristas mostram-se corretos quando ocorre hiperinflação. A moeda e sua velocidade, nesse caso, esclarecem a inflação existente. Porém, ambientes distantes das hiperinflações se aproximam do prisma estruturalista.

Segundo os estruturalistas latino-americanos, os diferentes setores da economia se desenvolvem em diferentes velocidades, criando pontos de estrangulamento. Exemplificando, a ampliação do setor industrial em uma determinada economia, cuja matéria prima sejam produtos agrícolas, deve ser suprida pela oferta agrícola doméstica. Caso a oferta agrícola doméstica seja pequena ou limitada, a ampliação da demanda causada pelo setor industrial induzirá a aumento de preços. Esse efeito pode ser ainda mais intenso em economias de moedas desvalorizadas, nos quais os preços de importações de alimentos para suprir esse acréscimo de demanda são altos e inviáveis. A indústria, ao proteger sua lucratividade repassará os preços dos alimentos utilizados como matéria prima ao preço final, gerando uma inflação global.

No novo estruturalismo, a ocorrência da inflação inercial é observável quando os agentes baseiam suas expectativas de inflação futura com base na inflação passada. A indexação generalizada acaba sendo também um mecanismo que induz à inércia inflacionária. O custo da indexação é a perpetuação da inflação (Cardoso, 1989).

1.1.1 Evidências Empíricas

Para Cardoso (1989), os monetaristas estão corretos no caso da hiperinflação, cuja explicação da inflação está em função da moeda e sua velocidade. Entretanto, afastando-se da hiperinflação, o instrumental estruturalista se mostra mais adequado quando associa os problemas do lado da oferta e a inércia inflacionária.

A visão ortodoxa adere aos pressupostos monetaristas sobre a inflação. O remédio ortodoxo para a inflação consiste na desvalorização ou corte nos salários reais, além de corte no déficit orçamentário. Esse receituário também faz parte das recomendações propostas pelo FMI. O resultado é a recessão. A duração da recessão dependerá da velocidade de ajustamento da economia à mudança de preços relativos. Assim, o fardo do ajustamento recai maioritariamente sobre os assalariados. Os economistas conservadores acreditam que o ajustamento ocorre rapidamente, enquanto outros economistas acreditam que o ajustamento leva considerável tempo. A segunda hipótese mostra-se historicamente mais adequada a realidade. Os assalariados precisam aguardar a mobilização de capitais para setores de bens mais lucrativos, enquanto arcam com salários reais menores e maior desemprego.

De acordo com Cardoso (1989), entre os anos 50 e 80, a América Latina foi palco de diversas ações ortodoxas: Chile (1956-1958, 1973-1978), Argentina (1959-1962, 1976-1978),

Bolívia (1956), Peru (1959, 1975-1978), Uruguai (1959-1962, 1974-1978), México (1983) e Brasil (1982-1983). As consequências foram péssimas. As reduções inflacionárias e dos déficits externos foram temporários, a custo de grande aumento no desemprego e redução da participação do trabalho na produção.

Ainda segundo o autor, a taxa de inflação Argentina de meados de 1975 atingiu valores acima de 100%, e em 1976 alcançou 400%. Os militares então, tomaram domínio político e econômico do país. O foco do controle inflacionário sustentou-se no controle dos salários, resultando em gradual redução do déficit fiscal e controle inflacionário. Em 1978, entretanto, uma mudança no programa de estabilização induziu a sobrevalorização da moeda doméstica reduzindo a inflação. Porém, em 1981 a sobrevalorização resultou em grande fuga de capitais e endividamento externo, colapsando a taxa de câmbio, resultando novamente em surto inflacionário. O controle foi retomado em 1985, com o plano heterodoxo de congelamento de preços.

O Peru, em 1985, decorria de uma taxa inflacionária de 240%. As medidas tomadas foram a limitação da do serviço da dívida externa a 10% das exportações, controle de preços, fixação da taxa de câmbio e a aplicação de políticas de subsídios. A inflação caiu consideravelmente, à medida que subiam os salários reais e nível de emprego. Contudo, no momento em que os preços controlados tiveram que ser ajustados a inflação disparou.

A experiência brasileira dos anos 60 foi positiva e é tida como exemplo bem-sucedido das ações ortodoxas. Entretanto, as ações não foram estritamente ortodoxas, uma vez que uma política de renda foi adotada. Outros países que tiveram sucesso com as diretrizes ortodoxas para a estabilização econômica foram Chile e México. Contudo, os custos a estabilização foram elevados no sentido distributivo da renda.

O caso brasileiro no Plano Cruzado (1986) foi um dos grandes exemplos de fracasso do plano heterodoxo na contenção inflacionária. Aplicou-se o congelamento de preços, permitindo grande deterioração do orçamento público, com políticas monetárias e fiscais frouxas. Os resultados foram a queda na oferta de mercadorias, as baixas receitas fiscais, os aumentos dos gastos e explosão de consumo devido aos aumentos salariais. Com a expansão de demanda e limitações impostas pelo lado da oferta, muitos mercados negros foram estimulados, a falta de produtos para a demanda expandida também foi observada. A insustentabilidade da manutenção do plano exigiu a frouxidão das medidas restritivas adotadas que se traduziram na posterior explosão dos preços.

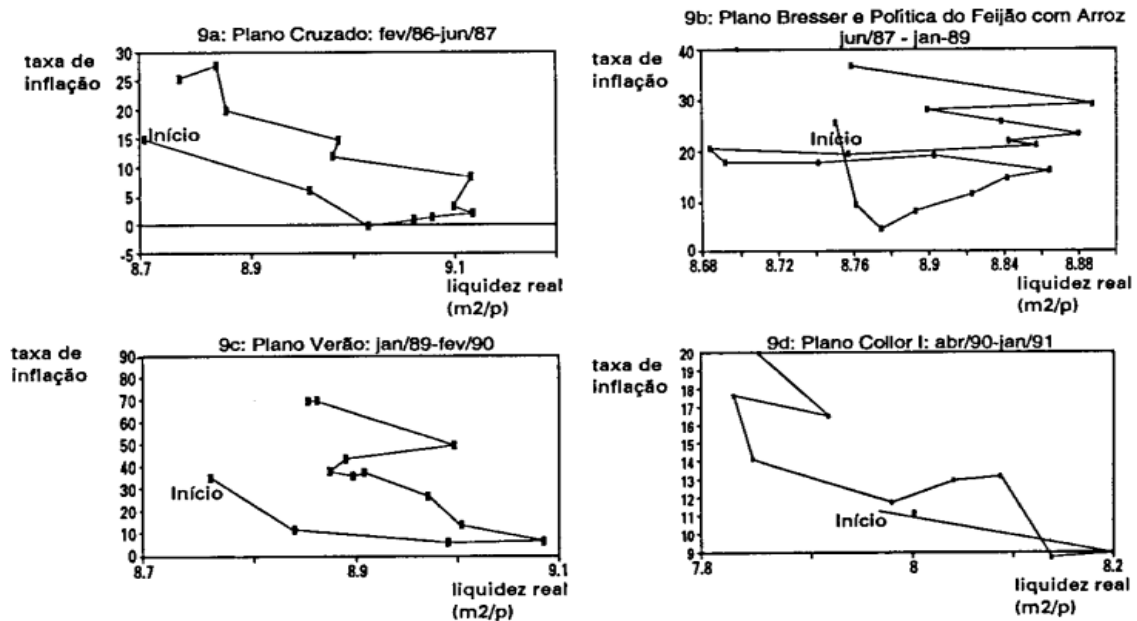
Para Cardoso (1989), o fracasso dos planos heterodoxos adotados por Peru, Brasil e Argentina deram-se pela desatenção com a consolidação fiscal. Por mais que a política de renda

alcance a desinflação, não é capaz de sustenta-la sozinha. A consolidação fiscal se faz necessária. Reformas fiscais tornam-se, portanto, necessárias a estabilidade econômica, juntamente com a políticas de renda e de controle de preços.

Finalmente, a conclusão geral para a persistência da inflação latino-americana aponta para as finanças inflacionárias como raiz da problemática. Os setores públicos da América Latina apresentam-se comprometidos. A extração dos recursos do setor privado não é capaz de suprir o serviço da dívida externa. Os conflitos distributivos tornam ainda mais difícil o aumento da carga tributária para a redução dos déficits orçamentários. Cardoso (1989) aponta que a estabilização somente será possível se os déficits fiscais forem reduzidos, o que configura postergar o serviço da dívida.

Barbosa et al. (1993) estudaram a dinâmica da hiperinflação do caso brasileiro, analisando os episódios ocorridos no Plano Cruzado (02/1986 a 05/1987), Plano Verão (01/1989 a 02/1990), Plano Bresser (05/1987 a 01/1989) e Plano Collor I (04/1990 a 01/1991). A Figura 3, apresenta a análise gráfica da relação entre taxa de inflação e M2 real (papel moeda em poder do público + depósitos à vista + títulos federais em poder do público), para cada um dos planos de estabilização mencionados. De maneira geral, é possível observar que os planos de estabilização adotados conduziram à redução da taxa inflacionária até determinado momento. Após o efeito inicial das políticas adotadas, as trajetórias explosivas dos preços foram retomadas e a quantidade real de moeda decresce. Assim o autor aponta que os regimes de política monetária-fiscal praticados em que o governo se financiava com a emissão de moeda dirigiu a uma dinâmica explosiva da inflação brasileira.

Figura 3 - Comportamento da inflação mediante as ações tomadas nos planos de estabilização brasileiros: Plano Cruzado, Plano Bresser, Plano Verão e Plano Collor I.



Fonte: Barbosa et al. (1993)

Os processos hiperinflacionários somente cessaram quando um ajuste fiscal permanente para a correção do déficit público foi aplicado, concomitantemente a proibição do financiamento do governo pelo Banco Central. Também demonstram esses resultados os trabalhos de Yeager (1981), Sargent (1982) e Sachs (1986), onde se estudaram experiências inflacionárias vividas na Europa e América Latina. Os processos hiperinflacionários acabam quando há a mudança de regime das políticas monetária e fiscal, quando reformas institucionais são aplicadas viabilizando a eliminação do mecanismo de financiamento do déficit por meio da emissão monetária (Barbosa et al., 1993).

A concepção teórica que precedia o Plano Cruzado, entendia que a inflação brasileira podia ser considerada como totalmente inercial, e, portanto, eram determinadas de acordo com a inflação passada e nos choques de oferta. As ações tomadas foram centradas nessa perspectiva, baseadas em receitas heterodoxas. Entretanto, o governo tomou medidas não consensuais com os teóricos que estudaram a inflação inercial da época, levando o plano ao fracasso. As medidas foram baseadas em choques heterodoxos, congelamento dos preços da economia e reforma monetária.

Barbosa (1988) Aponta que, ainda que o componente inercial seja retirado para uma taxa inflacionária de 20% ao ano, mas não corrigir as contas do governo, conduz a criação de expectativas de uma inflação maior no futuro, e conforme essas expectativas de inflação afetem

a demanda por moeda, a variação na demanda por moeda conduz a uma nova aceleração do processo inflacionário.

Durante o plano, as expectativas sobre o descongelamento dos preços se mostravam claras no comportamento dos agentes. Os empresários esperando o aumento de preços acumulavam estoques, restringindo a oferta da economia, enquanto o público, com receio da liberação dos preços expandiam a demanda e estocavam produtos em casa enquanto podiam.

2.2 O MODELO DE CAGAN E BOLHAS RACIONAIS

Analisando diversos episódios de hiperinflação na Europa, Cagan (1956) averigua que em momentos de alta inflação a demanda por moeda se desloca dos fundamentos de mercado, e passa a ser determinada pela expectativa de inflação. Em tais circunstâncias, constatou-se que as variações nos preços se tornam mais exacerbadas do que as variações causadas pelas variáveis reais. Por conta disso, a equação de Cagan considera apenas a inflação esperada (p_{t+1}^e) na explicação dos encaixes monetários reais ($m_t - p_t$). Assim, o modelo proposto tem maior adequação em séries hiperinflacionárias. De acordo com o autor, as variáveis macroeconômicas fundamentais têm efeito desprezível sobre a demanda por moeda, de forma que podem ser encaixadas no termo de erro da equação. O modelo simples de Cagan (1956), está disposto na equação 1. Muitos autores utilizaram o modelo de Cagan como modelo analítico para estudar o lado monetário das economias, transformando e fazendo adaptações no modelo, gerando uma infinidade de modelagens baseadas em Cagan (1956).

$$m_t - p_t = \gamma_0 - \gamma_1(p_{t+1}^e - p_t) + u_t \quad (1)$$

Barbosa (1993) estudou a hiperinflação aplicando ao modelo diferentes formas funcionais do modelo de Cagan (1956), aderindo ao modelo expectativas racionais e adaptativas. A conclusão do estudo aponta para o mecanismo de expectativas racionais como sendo significativo na explicação de processos hiperinflacionários, na condição do valor absoluto da elasticidade da quantidade demandada de moeda com relação à taxa de inflação menor do que 1 (Ver Barbosa, 1993).

Rossi (1994), estudou a hiperinflação no Brasil aplicando o modelo de demanda por moeda de Cagan (1956). Os resultados mostraram que para diversos períodos o modelo de Cagan não é rejeitado para o Brasil pelos testes de cointegração que testaram a relação entre encaixes reais e a variação nos preços esperados.

Canêdo-Pinheiro (2011) analisou o modelo de Cagan aplicado ao caso brasileiro no período de 1970 a 1994. O modelo mostrou-se robusto na explicação da demanda por moeda, possibilitando a realização de testes de hipóteses de quebras estruturais.

Casella (1989) testou a presença de bolhas racionais na hiperinflação alemã utilizando o modelo de Cagan (1956) para dois modelos estruturais, um deles considerando como endógeno os fundamentos de mercado e o outro, como exógeno. A ideia foi realizar o teste de feedback entre taxa de inflação e oferta monetária, onde a verificação de exogeneidade da oferta monetária na explicação da inflação em determinado período de quebra estrutural, caracteriza a existência de bolha racional. O teste para o caso alemão rejeitou a hipótese de ausência de bolhas em períodos que a moeda se mostrou exógena na determinação da inflação. O autor aponta que a suposição de que choques na demanda monetária seguem um passeio aleatório é fundamental na interpretação dos resultados e que o método utilizado não conferiu a robustez esperada, e sugere a aplicação de teste mais robustos ao utilizado na época.

Diba e Grossman (1988) procuraram por bolhas racionais nos preços de ações, que aparecem, duram um tempo determinado e finalmente explodem, relacionando preços das ações com os dividendos. A verificação da presença de bolhas se deu por meio de testes de raiz unitária, procurando processos explosivos, e o teste de cointegração mostrou se os fundamentos de mercado explicaram as variações nos preços nos períodos observados. Os resultados apontaram para a ausência de bolhas racionais. Contudo, o método de identificação de bolhas é apontado como um problema dado as limitações dos testes ADF na presença de bolhas que colapsam periodicamente, aumentando a probabilidade da falsa rejeição da não presença de bolhas Evans (1991).

De acordo com Funke *et al.* (1994) a política apropriada para lidar com processos hiperinflacionários é dependente da natureza do problema subjacente gerador da inflação. Na ausência de bolhas racionais, tudo o que se deve fazer é manter o controle firme dos fundamentos de mercado. Contudo, se a bolha é racional, então é necessário que as ações sejam direcionadas para eliminar as expectativas do caminho da bolha.

Analisando o processo inflacionário Polonês do final do ano de 1989 Funke *et al.* (1994) observam que o processo inflacionário é precedido pela alta da taxa cambial. A partir disso formularam duas hipóteses. A primeira hipótese considera que a bolha cambial é racional, afetando os preços e assim o estoque monetário. Como hipótese alternativa, pode-se pensar que os agentes são racionais e, ao observarem uma frouxidão na política monetária doméstica, se antecipam à expectativa de elevação da inflação e estoque de moeda. Sendo assim, de acordo com a natureza do problema ações específicas devem ser tomadas. Se a bolha for racional, deve-

se atuar sobre o mecanismo das expectativas, à fim de estourar a bolha. Entretanto, se a causa original do problema dever-se aos fundamentos da política monetária, a política deverá ser corrigida.

Curiosamente, o governo Polonês tomou medidas que afetavam ambas as hipóteses. Exerceu forte tentativa de retomar o controle dos fundamentos de mercado, assim como interviu diretamente no mecanismo de expectativas ao aplicar um imposto altamente punitivo aos aumentos salariais futuros, controlando uma bolha possivelmente causada por influências especulativas.

Ao avançar no desenvolvimento de uma metodologia, Funke *et al.* (1994), utilizam o instrumental de demanda por moeda de Cagan (1956) para verificar descolamentos dos fundamentos de mercado e sustentar a hipótese de bolhas especulativas. Contudo, afirmam a possibilidade de se rejeitar a presença de bolhas, mas não a evidência inquestionável caso os testes apontem uma bolha, uma vez que não é possível testar todos os modelos estruturais, sendo cautelosos quanto a afirmação de presença de bolha.

De acordo com os autores, uma bolha racional ocorre sempre que o preço de um ativo é determinado pela sua própria expectativa, causando uma autoconfirmação da expectativa de preços futuros, descolando-se dos fundamentos de mercado que deveriam explicar as alterações no nível de preços, de forma permanente ou temporário.

Então, Funke *et al.* (1994) dizem que ao se relacionar um processo hiperinflacionário com os fundamentos de mercado, e encontrando nos fundamentos variações que justifiquem a bolha inflacionária, tal processo é determinado pelas variáveis explicativas fundamentais. Contudo, observando-se um processo explosivo nos preços que não sejam sincronizados com variações justificáveis na taxa de câmbio e oferta monetária, há a possibilidade de que a bolha seja racional.

Em suma, os autores tomando a equação de demanda por moeda de Cagan (1956), que responde com boa adequação em períodos hiperinflacionários, aplicaram testes de mudança de regime markoviano e cointegração de Johansen e Juselius (1990) para a verificação de cointegração entre os fundamentos de mercado. De forma simples, a verificação de inexistência de cointegração entre moeda, preços e câmbio, em períodos de bolhas inflacionárias identificadas, sustenta a hipótese de bolha racional.

Tomando tal perspectiva, o presente trabalho avança em procurar e interpretar processos hiperinflacionários como bolhas racionais na América do Sul. O modelo de demanda por moeda de Cagan (1956), assim como utilizado por Funke *et al.* (1994) e por Barbosa (1993), Rossi (1994) e Canêdo-Pinheiro (2011) que aplicaram com sucesso o modelo para os países sul-

americanos, é adotado como o modelo monetarista adequado, uma vez que insere o fator expectacional e permite analisar relações de cointegração entre preços e fundamentos de mercado, além de ser um modelo com alta adequação em ambientes hiperinflacionários e especulativos. Para a verificação de bolhas nas séries, é utilizado os testes RADF, SADF e GSADF desenvolvido por Phillips, Shi e Yu (2015), testes atuais e robustos na identificação de bolhas, utilizados por bancos no mundo todo para a identificação de bolhas em séries de tempo.

3 METODOLOGIA/MATERIAIS E MÉTODOS

3.1 BASE DE DADOS

Para estimar o modelo de Cagan (1956) e realizar os testes de cointegração é necessário coletar dados para índice de preços, Base monetária e taxa de câmbio. A maior parte dos dados foram retirados dos bancos de dados do fundo monetário internacional (FMI). Esse foi concebido em julho de 1994 na conferência de Bretton Woods das Nações Unidas, nos Estados Unidos. O FMI auxilia os países membros, promovendo políticas direcionadas a fomentar a estabilidade econômica e financeira. Entretanto, as organizações internacionais cooperam com a divulgação de determinados dados macroeconômicos para o FMI.

O banco de dados do IFS (estatísticas financeiras internacionais) disponibilizado pelo FMI em seu site oficial, foi utilizado para extrair a maior parte dos dados referente a taxa de câmbio e Base monetária. Quanto ao índice de preços, os dados disponíveis na plataforma do FMI são provenientes da OCDE (Organização para cooperação e desenvolvimento econômico). Um breve resumo sobre a origem e amplitude dos dados é apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 - Origem e datação dos dados

País	Taxa de câmbio	índice de preço	Base monetária	Período	Amplitude em anos
Argentina	IFS (IMF)	IPC (IMF)	(BC da Argentina)	De 1962M6 a 2021M6	59 anos
Bolívia	IFS (IMF)	CPI (IMF)	IFS (IMF)	De 1988M3 a 2017M6	29 anos
Brasil	IFS (IMF)	IPCA (BC do Brasil)	IFS (IMF)	De 1957M1 a 2017M5	60 anos
Colômbia	IFS (IMF)	CPI (IMF)	(BC da Colômbia)	De 1984M1 a 2021M1	37 anos
Chile	IFS (IMF)	IPC (BC do Chile)	(BC do Chile)	De 1971M8 a 2021M3	49 anos
Equador	IFS (IMF)	CPI (IMF)	IFS (IMF)	De 2010M1 a 2017M5	7 anos
Paraguai	IFS (IMF)	CPI (IMF)	IFS (IMF)	De 1985M12 a 2017M6	31 anos
Peru	IFS (IMF)	CPI (IMF)	IFS (IMF)	De 1991M1 a 2017M4	26 anos
Uruguai	IFS (IMF)	CPI (IMF)	IFS (IMF)	De 1972M12 a 2017M6	44 anos
Venezuela	IFS (IMF)	CPI (IMF)	IFS (IMF)	De 2007M12 a 2016M5	8 anos
Guiana	IFS (IMF)	CPI (IMF)	IFS (IMF)	De 1998M1 a 2017M6	19 anos
Suriname	IFS (IMF)	CPI (IMF)	IFS (IMF)	De 2001M12 a 2020M11	18 anos

Fonte: Elaboração própria. Nota: Entre parênteses a origem da extração dos dados

Para ampliar ainda mais as séries de dados em datação comum extraídas do FMI, procurou-se dados nos bancos de dados oficiais dos Bancos Centrais dos países Sul-Americanos. Para a Argentina, Brasil, Colômbia e Chile foi possível ampliar a base de dados dessa forma. A taxa de câmbio segue a relação moeda nacional sobre dólar, o índice de preços segue o índice na base 100 e a base monetária é medida em milhões da moeda nacional.

As séries apresentadas são mensais. Aplicou-se o logaritmo de base 10 para linearizar as séries. Quanto à taxa de inflação, aplicou-se o índice aos países que apresentaram séries para variação percentual mensal.

3.2 ESPECIFICAÇÕES METODOLÓGICAS

Pode-se ordenar o procedimento metodológico adotado da seguinte forma:

- 1) Aplicou-se os testes ADF para verificar a estacionariedade das séries para cada país;
- 2) Dada a ordem de diferenciação das séries, aplicou-se os testes de cointegração de Johansen e Juselius (1990), para testar se o índice de preços se descola do comportamento dos fundamentos de mercado;
- 3) Estimou-se o modelo de demanda por moeda de Cagan (1956) para todos os países, que permitiu observar as relações entre preços e os fundamentos de mercado;
- 4) Extraíu-se os resíduos da estimação de Cagan para a realização dos testes de bolhas RADF, SADF e GSADF (Phillips, Shi e Yu, 2015), a fim de encontrar e datar as bolhas.

3.2.1 Dickey Fuller Aumentado (ADF)

Os testes ADF são o ponto de partida para os demais procedimentos metodológicos do trabalho. Através dos testes ADF se pode identificar a ordem de diferenciação das séries e se os processos são estacionários sem constante, com constante e ainda com constante e tendência. A verificação de estacionariedade nas séries é um pressuposto básico para se estimar modelos robustos e evitar regressões espúrias. Ainda, tais resultados serão utilizados para a realização dos testes de cointegração.

O teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) é um teste unicaudal à direita, e testa-se a hipótese nula de raiz unitária ($\rho = 0$) contra a hipótese alternativa de coeficiente autorregressivo levemente explosivo ($\rho > 0$). A equação, que segue o procedimento ADF, pode ser expressa como:

$$\Delta y_t = \beta + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que y_t é a série no período t , β o intercepto, p o número máximo de defasagens, ϕ_i é o coeficiente das defasagens diferenciadas (sendo $i=1\dots p$) e ε_t o termo de erro no período t . Os testes ADF serão aplicados às variáveis logaritmo dos preços, da base monetária e da taxa de câmbio, para cada um dos países sul-americanos.

Tomando a metodologia de Dickey Fuller, é possível fracionar a amostra e aplicar o teste ADF em janelas de intervalos de janelas fixas, variáveis e/ou móveis, à fim de procurar por períodos em que se identifique processos explosivos, à determinado nível de significância estatística. Esses procedimentos são os conhecidos testes RADF, SADF e GSADF, desenvolvidos por Phillips, Shi e Yu (2015). Tais testes são explicados na seção...

3.2.2 Cointegração De Johansen e Juselius (1990)

Para testar a existência de uma relação de equilíbrio à longo prazo entre as variáveis, esse trabalho utilizou os testes de cointegração traço e de máximo auto valor de Johansen e Juselius (1990), de acordo com os resultados dos testes ADF.

O resultado desse teste é crucial para identificar se as bolhas inflacionárias encontradas pelo método GSADF são especulativas, possibilitando caracterizá-las como bolhas racionais. Serão aplicados os testes de cointegração para cada país, considerando as variáveis logaritmo dos preços, da base monetária e da taxa de câmbio.

O teste de cointegração consiste em um método que procura encontrar vetores de cointegração entre as variáveis de interesse, testando hipóteses de n vetores de cointegração contra hipótese alternativa de $n+1$ vetores de cointegração. A estatística dos testes de cointegração de Johansen são dadas por:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (4)$$

Em que:

λ_i : i -ésimo autovalor da matriz π ;

r : Número de vetores de cointegração;

n : Número de variáveis analisadas;

T : Número de observações.

A hipótese nula do teste $\lambda_{traço}(r)$ é de número de vetores de cointegração menores ou iguais r_0 ($H_0: r \leq r_0$), contra a hipótese alternativa de mais que r_0 vetores de cointegração ($H_1: r > r_0$). Dessa forma, a rejeição da hipótese nula do teste aponta para mais de r_0 vetores de cointegração, possibilitando a realização de um novo teste $\lambda_{traço}(r_0 + 1)$ para $r_0 + 1$ vetores de cointegração, verificando-se por meio desse processo o número de vetores de cointegração não rejeitados a partir de determinado nível de significância.

De forma semelhante o teste λ_{max} testa a hipótese de exatos r_0 vetores de cointegração ($H_0: r = r_0$) contra a hipótese alternativa de $r_0 + 1$ vetores ($H_1: r_0 + 1$). Testando para diferentes vetores de cointegração, à partir de 0, até n , é possível encontrar o número de vetores de cointegração.

3.2.3 Demanda Por Moeda De Cagan (1956)

Cagan (1956) estuda a relação entre dinheiro e nível de preços em ambientes hiperinflacionários, observando que as variáveis reais pouco influenciam essa relação, considerando como hiperinflação uma variação positiva de cinquenta por cento no nível de preços. O modelo de demanda por moeda de Cagan (1956) é dado por:

$$m_t - p_t = \gamma_0 - \gamma_1(p_{t+1}^e - p_t) + u_t \quad (5)$$

Em que m_t representa o logaritmo da oferta monetária e representa os encaixes; p_t , o logaritmo do índice de preços; p_{t+1}^e , logaritmo dos preços esperados (utilizando-se o câmbio como proxy); γ_0 e γ_1 são parâmetros estruturais com os sinais adequados, sendo γ_1 a semi-elasticidade da demanda por encaixes monetários reais com relação à inflação esperada; e, u_t representa o resíduo ou desvio dos fundamentos do mercado, e pode ser interpretada como uma variável que capta variações da demanda por moeda que não são explicadas pela inflação esperada.

Os saldos de encaixes se mantêm proporcionais à renda real, que por sua vez oscila de acordo com o nível de preços. Ainda, o nível de preços em t está vinculado ao período $t-1$ e a tendência dos estoques monetários. Assim, em períodos hiperinflacionários, os saldos de encaixes seriam afetados, de acordo com a modificação das preferências individuais, afetando a demanda por moeda (Cagan, 1956). A correspondência do modelo apresentado com expectativas racionais ocorre porque em ambientes hiperinflacionários, os agentes passam desconfiar da condução política adotada e a manutenção da moeda em posse do público se torna

custosa devido à queda no poder de compra, a saída para instabilidade da moeda se torna a moeda externa. Dessa forma, as expectativas racionais conduzem a alterações nos encaixes monetários e no equilíbrio da taxa de câmbio. Sendo assim, o modelo prevê que as expectativas dos agentes alterem o lado real da economia. Dessa forma, a extração dos resíduos do modelo de Cagan (1956) estimados para cada país, é realizada para testar a presença de bolhas no modelo, através dos testes de bolhas RADF, SADF e GSADF.

A estimação do modelo de Cagan (1956) para o presente trabalho compreende a estrutura analítica representada na equação (2), e é realizada por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), técnica que minimiza a soma dos quadrados das diferenças entre o valor estimado e os dados observados, para obtenção de melhor ajuste.

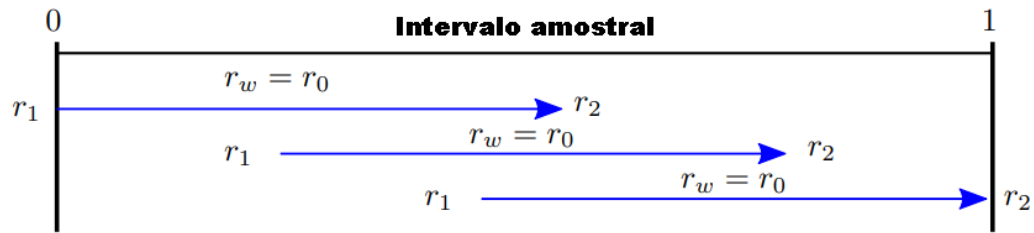
1.1.1 Teste RADF

Phillips, Shi e Yu (2015) melhoraram a metodologia para identificação de bolhas em séries desenvolvida por Phillips, Wu e Yu (2011), mostrando eficácia na identificação de bolhas e na datação delas. Phillips, Shi e Yu (2015) em seu artigo “*Teste de bolhas múltiplas: episódios históricos de exuberância e colapso no S&P 500*” testaram a aplicabilidade de seus métodos no mercado de ações, monitorando a ação *S&P 500*, identificando de forma bem-sucedida mais bolhas no mercado em relação ao trabalho de Phillips, Wu e Yu (2011). Esses métodos tem sido utilizados por bancos centrais no monitoramento de processos explosivos, a fim de se controlar o comportamento de variáveis importantes para as economias.

Por razões didáticas, assumiremos uma amostra hipotética de tamanho T e intervalo $[0,1]$. Denotaremos r_w sendo a janela amostral, r_1 e r_2 intervalos dentro da amostra em que r_1 é a observação inferior e r_2 a observação superior, e r_0 a janela inicial. O tamanho inicial das janelas (r_0) é definido como uma proporção do tamanho total da amostra.

O teste RADF (Rolling ADF), realiza os testes ADF deslocando ao longo da amostra uma janela móvel de tamanho fixo $r_w = r_0$ para cada estatística ADF_{r_1,r_2} , incrementando uma observação ao início e final da janela, até atingir o final da amostra. Ao final do procedimento uma estatística suprema dos ADF_{r_1,r_2} calculados é exposta, como ilustrado na Figura 4.

Figura 4 - Teste RADF

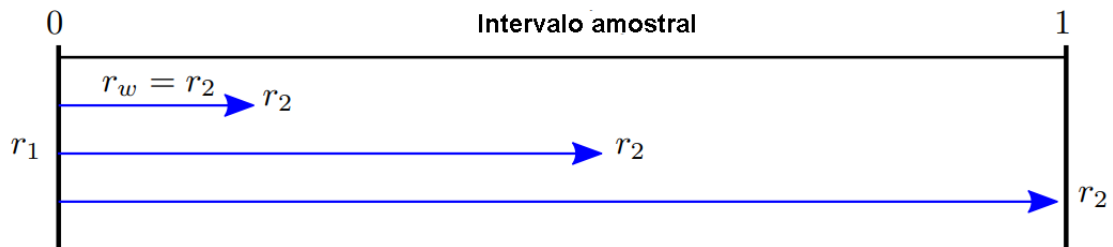


Fonte: Adaptado de Caspi (2016)

2.1.1 Teste SADF

O teste SADF (Figura 5) difere do RADF ao expandir $r_2 - r_1$, mantendo r_1 fixado no início da amostra e expandindo r_2 em uma observação para cada ADF_{r_1, r_2} calculado, até $r_2 = 1$, que é o final da amostra. r_1 será a primeira observação da amostra, e r_0 o tamanho amostral mínimo, especificado pelo pesquisador. O valor supremo dos ADF_{r_1, r_2} calculados é a saída final do teste. A hipótese nula de raiz unitária é testada contra a hipótese alternativa de comportamento explosivo da série. À seguir, a representação ilustrada do procedimento SADF.

Figura 5 - Teste SADF



Fonte: Adaptado de Caspi (2016)

Formalmente:

$$SADF(r_0) = \sup \{ ADF_{r_2} \} \quad (6)$$

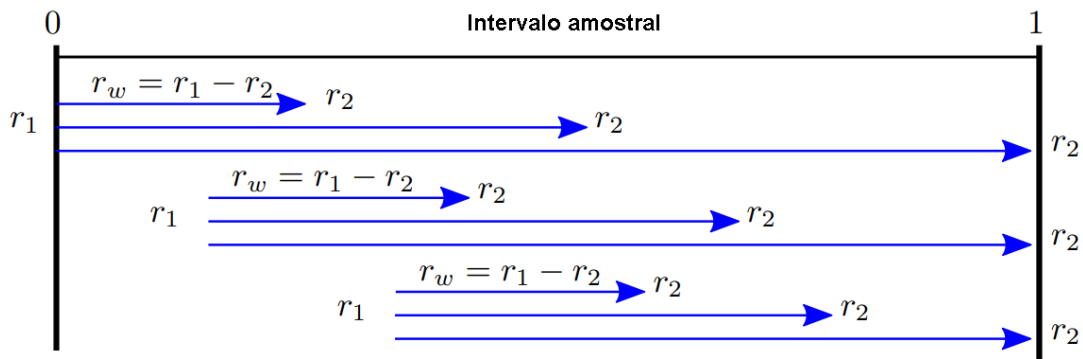
$$r_2 \in [r_0, 1]$$

O teste SADF, entretanto, é mais consistente em amostras que apresentam apenas um processo explosivo, em comparação a séries que possuem diversos episódios de bolhas, tornando-se um procedimento limitado (Godinho, 2019). Dado a natureza do teste, ao intervalar grandes janelas da amostra e aplicar o teste ADF, incorre-se na possibilidade de abranger mais de um período de bolha, o que pode induzir o teste a uma interpretação equivocada. Para sanar esse problema, a generalização do teste SADF foi criada, se trata do teste GSADF.

3.1.1 Teste GSADF

As hipóteses do teste permanecem a mesma em relação ao teste SADF. Contudo, as janelas recursivas são mais flexíveis e permitem uma maior mobilidade e variabilidade amostral, sendo o teste mais completo, dos apresentados neste trabalho, para a identificação de múltiplas bolhas. Nesse teste, os pontos iniciais das janelas do SADF são deslocados ao longo da amostra, abrangendo diversos tamanhos de janelas a partir de diversas frações possíveis da amostra (de acordo com o que o tamanho inicial das janelas r_0 permite). Esse procedimento pode ser observado na FIG. 6.

Figura 6 - Teste GSADF



Fonte: Adaptado de Caspi (2016)

Formalmente:

$$GSADF(r_0) = \sup\{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (7)$$

$$r_2 \in [r_0, 1] \quad r_1 \in [0, r_2 - r_0]$$

O teste GSADF também nos permite identificar a datação das bolhas identificadas, através dos resultados gerados de valores críticos e estatísticas GSADF. Nos períodos em que a estatística GSADF > valor crítico, tem-se uma bolha. Inflacionária. Ao identificar o ponto inicial e final desses períodos podemos datar as bolhas encontradas.

Os procedimentos dos testes de bolhas consideram uma determinada amplitude de bolha para identificar com determinado critério de significância bolhas relevantes. Phillips, Shi e Yu (2015), definem como $\frac{Frequência}{Log(T)}$ (sendo T o tamanho amostral) o intervalo mínimo de tempo que uma bolha pode ser considerada estatisticamente significativa. Amplitudes menores que a definida, são consideradas não relevantes estatisticamente para definição de bolha. A janela

inicial, ou seja, a janela mínima a iniciar o teste deve compreender cerca de 2% da amplitude (T) total da amostra.

Os procedimentos de bolhas realizados neste trabalho foram processados no software Eviews, utilizando o *add-in* de Caspi (2016), seguindo as recomendações do criador junto às orientações de Phillips, Shi e Yu (2015). Os valores críticos calculados seguem os procedimentos de *wild bootstrap* (Harvey et al., 2016) e *Monte Carlo*, simulados 1000 vezes em cada método, a fim de se obter valores críticos calculados mais comportados e melhorar os efeitos de uma possível variável não estacionária.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os testes ADF seguiram o padrão ADF-1 (sem constante), ADF-2 (com constante) e ADF-3 (com constante e drift). Os resultados apontaram estacionariedade para os modelos sem defasagem até ADF-2, portanto não foi necessário adicionar testes defasados. De acordo com as recomendações para os testes ADF, segue-se testando primeiramente os ADF-1, caso resulte em raiz unitária (não rejeição de H_0) aplica-se o teste seguinte ADF-2 e ADF-3, até que se rejeite a hipótese de raiz unitária nas variáveis. No Quadro 1, estão resumidos os resultados para os testes aumentados de Dickey Fuller, para logaritmo do índice de preços, logaritmo da taxa de câmbio e logaritmo da base monetária.

Quadro 1 - Resumo dos resultados para os testes ADF para os países sul-americanos.

País	ADF-1	ADF-2	ADF-3
Argentina	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis
Brasil	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis
Bolívia	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis
Chile	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis
Colômbia	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis
Guiana	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis
Paraguai	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis
Peru	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis
Suriname	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis
Uruguai	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis
Venezuela	Rejeita-se H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis	Não se rejeita H_0 para todas as variáveis

Fonte: Elaboração própria

Nota: ADF-1: Modelo sem constante. ADF-2: modelo com constante. ADF-3: Modelo com constante e tendência.

De acordo com o Quadro 1, para Argentina, Brasil, Bolívia, Colômbia, Guiana, Paraguai, Suriname, Uruguai e Venezuela, os testes apontaram estacionariedade para todas as variáveis no ADF-1, enquanto para Chile e Peru, verificou-se estacionariedade no ADF-2 com constante. As variáveis para o Equador apresentaram problemas na estimação do teste por conta da paridade da moeda nacional com o dólar, por isso foi excluído dos testes. De posse de tais resultados, os testes de cointegração foram realizados para cada país considerando a estrutura de modelo estacionária para cada país de acordo com os resultados dos testes ADF. Os resultados apontaram estacionariedade para as séries sem necessidade de diferenciação. Assim, para Argentina, Brasil, Bolívia, Colômbia, Guiana, Paraguai, Suriname, Uruguai e Venezuela, os modelos dos testes de cointegração são sem constante e tendência, enquanto para Chile e Peru aplicou-se os testes com constante. Assume-se 10 como o número de lags máximo na execução dos testes de cointegração.

Tabela 2 - Resultados para os testes de cointegração de traço e lambda-max para os países sul-americanos entre as variáveis logaritmo dos preços, da base monetária e da taxa de câmbio.

(Continua)

País	Teste do traço			Teste Lambda-max		
		teste	1%		teste	1%
Argentina	$r \geq 2$	3,32	12,97	$r \geq 2$	3,32	12,97
	$r \geq 1$	12,20	24,60	$r \geq 1$	8,88	20,20
	$r = 0$	23,59	41,07	$r = 0$	11,39	26,81
Brasil	$r \geq 2$	2,93	12,97	$r \geq 2$	2,93	12,97
	$r \geq 1$	8,77	24,60	$r \geq 1$	5,84	20,20
	$r = 0$	18,87	41,07	$r = 0$	10,11	26,81
Bolívia	$r \geq 2$	4,34	12,97	$r \geq 2$	4,34	12,97
	$r \geq 1$	30,80	24,60	$r \geq 1$	26,46	20,20
	$r = 0$	88,09	41,07	$r = 0$	57,29	26,81
Chile	$r \geq 2$	6,06	12,97	$r \geq 2$	6,06	12,97
	$r \geq 1$	35,54	24,60	$r \geq 1$	29,48	20,2
	$r = 0$	106,5	41,07	$r = 0$	71,01	26,81
Colômbia	$r \geq 2$	3,94	12,97	$r \geq 2$	3,94	12,97
	$r \geq 1$	14,16	24,60	$r \geq 1$	10,21	20,20
	$r = 0$	51,37	41,07	$r = 0$	37,21	26,81
Guiana	$r \geq 2$	8,88	12,97	$r \geq 2$	8,88	12,97
	$r \geq 1$	38,70	24,60	$r \geq 1$	29,81	20,20
	$r = 0$	124,1	41,07	$r = 0$	85,41	26,81
Paraguai	$r \geq 2$	2,03	12,97	$r \geq 2$	2,03	12,97
	$r \geq 1$	17,00	24,60	$r \geq 1$	14,97	20,20
	$r = 0$	54,25	41,07	$r = 0$	37,24	26,81
Peru	$r \geq 2$	6,04	12,97	$r \geq 2$	6,04	12,97
	$r \geq 1$	18,00	24,60	$r \geq 1$	11,96	20,20
	$r = 0$	42,08	41,07	$r = 0$	24,07	26,81

País	Teste do traço			Teste Lambda-max		
	teste	1%		teste	1%	
Suriname	$r \geq 2$	3,90	12,97	$r \geq 2$	3,90	12,97
	$r \geq 1$	19,24	24,60	$r \geq 1$	15,33	20,20
	$r = 0$	43,39	41,07	$r = 0$	24,16	26,81
Uruguai	$r \geq 2$	3,10	12,97	$r \geq 2$	3,10	12,97
	$r \geq 1$	13,28	24,60	$r \geq 1$	10,17	20,20
	$r = 0$	33,10	41,07	$r = 0$	19,82	26,81
Venezuela	$r \geq 2$	4,60	12,97	$r \geq 2$	4,60	12,97
	$r \geq 1$	18,32	24,60	$r \geq 1$	13,72	20,20
	$r = 0$	65,17	41,07	$r = 0$	46,85	26,81

Fonte: Elaboração própria.

Nota: r corresponde ao número de vetores de cointegração testados. 1% é o nível de significância.

Considerando os testes de cointegração do traço de Johansen (Tabela 2), inferimos que a Argentina, Brasil e Uruguai não rejeitam a hipótese de nenhum vetor de cointegração entre as variáveis (a nível de significância de 1%). Se considerarmos o teste Lambda-Max adicionamos Peru e Suriname entre os países que não apresentam vetores de cointegração. Seguindo a recomendação de Enders (1995), utilizaremos prioritariamente os resultados do teste Lambda-Max. Da mesma forma como nos testes ADF, não foi possível rodar o teste de cointegração para o Equador. Os resultados para Chile, Colômbia, Paraguai e Venezuela apontam para 1 vetor de cointegração, enquanto Bolívia, Chile e Guiana apresentam 2 vetores de cointegração.

Os testes de cointegração nos permite verificar os países que apresentam um comportamento inesperado entre índice de preços e fundamentos de mercado. Com a adição dos testes para bolhas podemos apontar para a caracterização dos processos explosivos encontrados como bolhas racionais. Para tal, na Tabela 3 é apresentado os resultados do modelo de demanda por moeda de Cagan (1956), cuja extração dos resíduos nos permite testar a presença de bolhas nos testes RADF, SADF e GSADF.

Tabela 3 – Estimação do modelo de Cagan (1956) para os países da América do Sul

País	R ²	F	γ	
			γ_0 (+)	γ_1 (-)
Argentina	0,002	1,585 (0,208) ^{NS}	6,872 (0,000) ^{***}	-0,050 (0,208) ^{NS}
Brasil	0,642	1298 (0,000) ^{***}	6,472 (0,000) ^{***}	-1,759 (0,000) ^{***}
Bolívia	0,852	1975 (0,000) ^{***}	5,098 (0,000) ^{***}	-2,802 (0,000) ^{***}
Chile	0,728	1593 (0,000) ^{***}	3,533 (0,000) ^{***}	-1,969 (0,000) ^{***}

(Conclusão)

País	R ²	F	γ_0 (+)	γ_1 (-)
Colômbia	0,683	958 (0,000)***	4,458 (0,000)***	-1,391 (0,000)***
Guiana	0,865	1482 (0,000)***	9,171 (0,000)***	-1,708 (0,000)***
Paraguai	0,013	4,864 (0,028)***	10,923 (0,000)***	0,077 (0,000)***
Peru	0,916	3445 (0,000)***	2,830 (0,000)***	-3,621 (0,000)***
Suriname	0,759	702 (0,000)***	5,225 (0,000)***	-1,249 (0,000)***
Uruguai	0,036	20 (0,000)***	8,444 (0,000)***	-0,112 (0,000)***
Venezuela	0,097	10 (0,001)***	8,909 (0,000)***	-0,104 (0,000)***

Fonte: Elaboração própria

Notas: ***, ** e * representam os níveis de significância 1%, 5% e 10% respectivamente. ^{NS} representa que o resultado do teste foi não significativo. Entre parênteses o p-valor. (-)(+) são os sinais esperados. Estrutura analítica utilizada foi o modelo de demanda por moeda de Cagan: $m_t - p_t = \gamma_0 - \gamma_1(p_{t+1}^e - p_t) + u_t$.

O modelo teórico prevê o sinal negativo para a semi-elasticidade da demanda por encaixes monetários reais com relação à inflação esperada (γ_1), como se verifica corretamente para a estimação de todos os países, com exceção do Paraguai. Quanto ao intercepto (γ_0) os sinais esperados (positivos) são verificados corretamente para todos os países, e somente para a Argentina se mostra como não significativa do modelo. Quanto à significância do parâmetro de elasticidade, com exceção da Argentina, todos os países apresentam significância do parâmetro à 1% de nível de significância, indicando que estatisticamente as expectativas de inflação são significativas na explicação dos modelos.

O R² que mede a proporção das variações do modelo que explicam as variações da variável de interesse, indica um bom poder de previsibilidade para o Brasil, Bolívia, Chile, Colômbia, Equador, Guiana, Peru e Suriname. Para os demais países (Argentina, Paraguai, Uruguai e Venezuela) o modelo mostrou baixo poder de previsibilidade. Como se trata de um modelo que estima a demanda por moeda em função das expectativas de inflação, espera-se que os resultados finais para bolhas e cointegração estejam associados a uma boa adequação do modelo de Cagan (1956), além de um bom poder de previsibilidade.

Tabela 4 - Resultados para os testes de bolhas

País	RADF MC	RADF WB	SADF MC	SADF WB	GSADF MC	GSADF WB
Argentina	1.506 (0.190) ^{NS}	1.506 (0.528) ^{NS}	-0.519 (0.864) ^{NS}	-0.519 (0.975) ^{NS}	1.857 (0.178) ^{NS}	1.857 (0.607) ^{NS}
Brasil	0.477 (0.910) ^{NS}	0.477 (0.944) ^{NS}	-1.432 (0.989) ^{NS}	-1.432 (0.990) ^{NS}	0.947 (0.786) ^{NS}	0.947 (0.894) ^{NS}
Bolívia	0.845 (0.559) ^{NS}	0.845 (0.577) ^{NS}	-0.575 (0.853) ^{NS}	-0.575 (0.678) ^{NS}	1.002 (0.633) ^{NS}	1.002 (0.681) ^{NS}
Chile	2.123 (0.032) ^{**}	2.123 (0.203) ^{NS}	-1.658 (0.997) ^{NS}	-1.658 (0.832) ^{NS}	2.156 (0.065) [*]	2.156 (0.289) ^{NS}
Colombia	1.128 (0.406) ^{NS}	1.128 (0.449) ^{NS}	-0.712 (0.895) ^{NS}	-0.712 (0.910) ^{NS}	1.465 (0.352) ^{NS}	1.465 (0.441) ^{NS}
Guiana	0.277 (0.862) ^{NS}	0.277 (0.793) ^{NS}	-1.962 (0.998) ^{NS}	-1.962 (1.000) ^{NS}	0.379 (0.903) ^{NS}	0.379 (0.865) ^{NS}
Paraguai	0.266 (0.905) ^{NS}	0.266 (0.903) ^{NS}	-0.760 (0.899) ^{NS}	-0.760 (0.555) ^{NS}	0.509 (0.876) ^{NS}	0.509 (0.899) ^{NS}
Peru	2.050 (0.033) ^{**}	2.050 (0.070) [*]	-2.481 (1.000) ^{NS}	-2.481 (0.873) ^{NS}	2.050 (0.076) [*]	2.050 (0.132) ^{NS}
Suriname	4.003 (0.000) ^{***}	4.003 (0.012) ^{**}	-0.380 (0.770) ^{NS}	-0.380 (0.772) ^{NS}	4.003 (0.000) ^{***}	4.003 (0.031) ^{**}
Uruguai	0.645 (0.802) ^{NS}	0.645 (0.855) ^{NS}	-0.807 (0.925) ^{NS}	-0.807 (0.925) ^{NS}	0.726 (0.885) ^{NS}	0.726 (0.924) ^{NS}
Venezuela	0.248 (0.745) ^{NS}	0.248 (0.814) ^{NS}	-1.773 (0.985) ^{NS}	-1.773 (0.995) ^{NS}	0.352 (0.777) ^{NS}	0.352 (0.874) ^{NS}

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ***, ** e * representam os níveis de significância 1%, 5% e 10% respectivamente. ^{NS} representa que o resultado do teste foi não significativo. Entre parênteses o p-valor. WB indica o método de Wild Bootstrap e MC indica o método de Monte Carlo.

Na Tabela 4 estão dispostos os testes de bolhas RADF, SADF e GSADF, estimados pelas simulações de Monte Carlo e Wild Bootstrap, para cada país. De acordo com os resultados dos testes, considerando 10% de nível de significância, não rejeitamos a presença de bolha para Chile, Peru e Suriname, em pelo menos um dos testes. Observa-se que as estatísticas calculadas apontam para a rejeição da hipótese nula de presença de bolhas para a Argentina, Brasil, Bolívia, Colombia, Guiana, Paraguai, Uruguai e Venezuela. Contudo, os testes GSADF fornecem informações de testes e valores críticos, sendo possível datar diversos períodos de bolhas, ainda que os testes rejeitem a presença de bolhas. A análise gráfica também nos auxilia na visualização da presença de bolhas.

Ao todo, foi possível capturar 11 bolhas nos resíduos dos modelos de Cagan para os países Sul-americanos, com exceção do Equador, que apresentou empecilhos nas estimações. É possível notar na Tabela 5 que os períodos de bolhas são predominantemente curtos. Na Figura

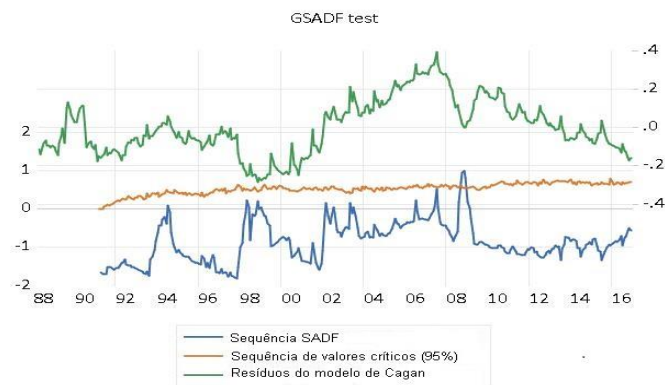
7, 8 ,9 ,10 ,11 e 12, é possível verificar graficamente os pontos no tempo em que a estatística calculada do GSADF ultrapassa os valores críticos resumidos na Tabela 5.

Tabela 5 - Datação das bolhas encontradas

País	Data da bolha	Duração
Bolívia	08/2008 a 11/2008	5 meses
Brasil	07/1986 a 12/1986	6 meses
	10/2002 a 11/2002	2 meses
Chile	04/1981 a 05/1982	14 meses
	08/2001 a 11/2001	4 meses
	03/2020 a 06/2020	4 meses
	09/2020 a 11/2020	3 meses
	01/2021 a 02/2021	2 meses
Colômbia	07/2015 a 01/2016	7 meses
Peru	01/1999 a 04/1999	5 meses
Suriname	04/2019 a 12/2019	9 meses

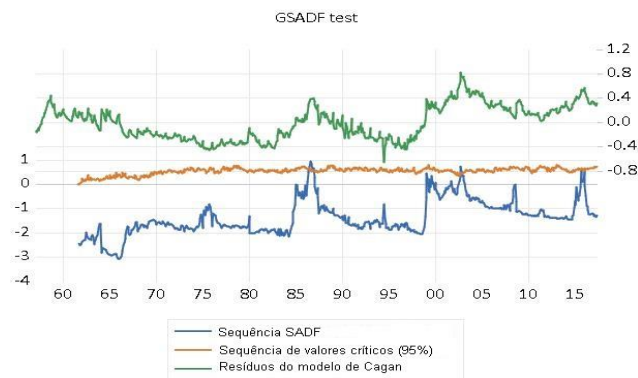
Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 7 - Teste GSADF para a Bolívia



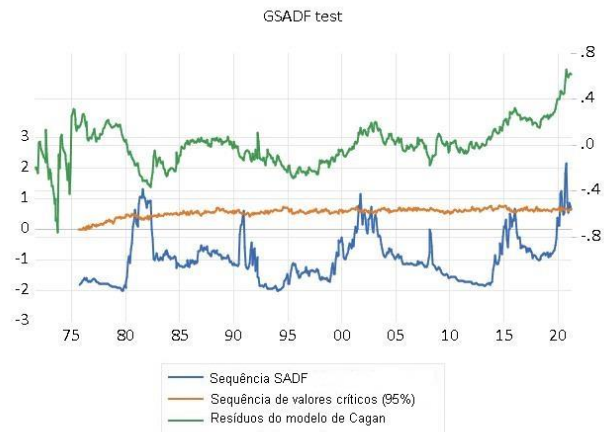
Fonte: Elaboração própria

Figura 8 - Teste GSADF para o Brasil



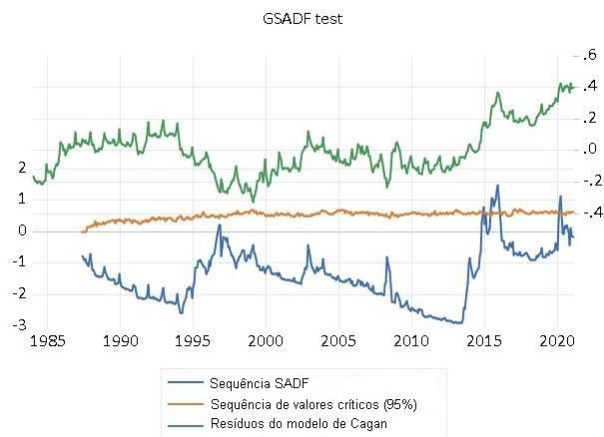
Fonte: Elaboração própria

Figura 9 - Teste GSADF para o Chile



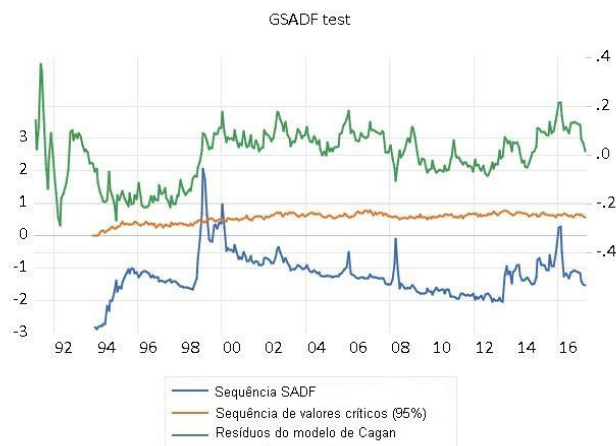
Fonte: Elaboração própria

Figura 10 - Teste GSADF para a Colômbia



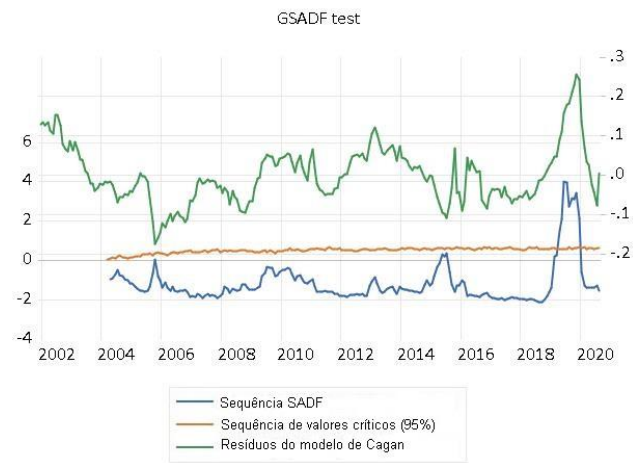
Fonte: Elaboração própria

Figura 11 - Teste GSADF para o Peru



Fonte: Elaboração própria

Figura 12 - Teste GSADF para o Suriname



Fonte: Elaboração própria

5 CONCLUSÕES

Os testes para bolhas mostraram a identificação de diversas bolhas nas variáveis utilizadas. Entretanto, para se verificar a hipótese crucial do trabalho acerca da identificação de bolhas racionais, uma união entre os resultados dos testes para bolhas e os testes de cointegração deve ser realizada. De maneira resumida, os países que apresentaram bolhas nas variáveis, somados a presença de ordem de vetores de cointegração nula, mostram que os processos hiperinflacionários não foram conduzidos pelos seus determinantes endógenos, mas sim por fatores especulativos, caracterizando tais processos como bolhas racionais. Bolhas identificadas com duração menor do que 5 meses foram desconsideradas.

Tomando o grupo de países que apresentaram bolhas nos testes (Bolívia, Brasil, Chile Colômbia, Peru e Suriname), apenas o Brasil, Peru e Suriname apresentaram ordem de cointegração zero, caracterizando assim as bolhas encontradas como bolhas racionais. Ainda, o modelo de demanda por moeda de Cagan se mostrou bem adequado e significativo. Para os demais países que tiveram bolhas identificadas (Bolívia, Chile e Colômbia), os testes de Johansen e Juselius (1990) apresentaram ao menos um vetor de cointegração, de forma que não se pode afirmar a presença de bolhas de origens especulativas nas variáveis.

Ainda, seguindo as recomendações de Phillips, Shi e Yu (2015), somente bolhas identificadas com duração maior que a frequência (12 meses, no caso da amostra mensal) dividida pelo logaritmo do número de observações da amostra, $\log(T)$, podem ser consideradas estatisticamente significantes. Para o Brasil, a amostra utilizada contém 724 observações, para o Peru 315 e para o Suriname 225. A frequência dividida pelo logaritmo do número de observações para o Brasil é igual a 4,19, para o Peru 4,80 e para o Suriname 5,10. A bolha identificada para o Brasil teve duração de 6 meses, a do Peru, 5 meses e a do Suriname 9 meses, todas maiores que seus respectivos cálculos $(\frac{Frequência}{Log(T)})$, tendo portanto, duração significativa.

A bolha racional identificada para o Brasil compreende o período de julho de 1986 a dezembro do mesmo ano, e se insere no Plano Cruzado. De fato, todo o ambiente de alta inflação, medidas institucionais, reforma monetária e o insucesso do plano, assim como de ações passadas sem sucesso, forneceram um ambiente favorável as expectativas sobre a inflação futura, dentro do contexto interpretado pelos teóricos da época como uma inflação puramente inercial. Conforme Barbosa (1988), ainda que o governo conseguisse estabilizar a taxa de inflação para valores baixos, a condução das contas do governo, os altos déficits, e até mesmo as próprias ações do governo no combate à inflação levaram a um ambiente dirigido por expectativas, tanto do lado da oferta quanto da demanda. Dessa forma, há indicativos que a

bolha encontrada se trata de uma bolha racional. O modelo de Cagan para o Brasil mostrou boa adequação, como já testado com sucesso por Barbosa (1993), Rossi (1994) e Canêdo-Pinheiro (2011), e apontou como significativo o fator das expectativas sobre os encaixes monetários, corroborando a análise. Entretanto, é necessário ser cuidadoso quanto a afirmação de bolha racional, pois se trata de um período que o governo teve grande atuação sobre as variáveis macroeconômicas, procurando manipulá-las, de acordo com os ideais do plano.

A bolha encontrada no Peru, de janeiro a abril de 1999, apresenta junto ao modelo de Cagan uma forte correspondência. Com um R^2 calculado de 0,91, sinais esperados corretos e significância de todos os parâmetros a 1% de nível de significância, as expectativas sobre inflação futura parecem ter efeitos determinantes nos encaixes monetários.

Segundo Quispe (2000), as medidas para a hiperinflação peruana de 1988 a 1990 conduziram ao processo da dolarização do Peru. Em junho de 1999 dois terços dos depósitos bancários domésticos eram denominados em dólar, apenas 10% abaixo de 1991. Ainda, o autor observou que os agentes definem papéis diferentes para a moeda doméstica e o dólar. A moeda doméstica é preferível para transações internas, enquanto o dólar, para reserva de valor. Dessa forma, a composição da base monetária acaba sofrendo alterações significativas com as expectativas dos agentes sobre o valor futuro de cada uma das moedas. Portanto, há indicativos de que esse pode ter sido o caso especial da bolha encontrada para o Peru.

O modelo de Cagan para o Suriname se mostrou ajustado tanto para a significância dos parâmetros, quanto para os sinais esperados e R^2 elevado (0,759). Assim como no Peru, o Suriname é uma país dolarizado. Ooft et al. (2021) estudou a economia do Suriname em busca de identificar os determinantes para a inflação no país, visto que passou por diversos episódios de surtos inflacionários recentes. De acordo com o autor, os resultados de longo prazo revelam o forte impacto da taxa de câmbio sobre os preços ao consumidor, pois uma depreciação na taxa de câmbio se traduz rapidamente em preços ao consumidor devido a alta intensidade de importações no país e a presença das duas moedas na economia. Assim o autor aponta que o maior determinante do índice de preços acaba sendo a taxa de câmbio. Isso corrobora a análise de que uma baixa desvalorização cambial conduz ao comportamento especulativo dos agentes resultando em variações de alta magnitude no estoque monetário, afetando os preços. A conclusão do autor é que os formuladores de políticas públicas devem aderir a políticas monetárias ativas na gestão de liquidez, e focar na estabilidade cambial, para assim atingir o mecanismo de expectativas e controlar a trajetória dos preços da economia do Suriname.

É possível apontar semelhanças entre o caso do Suriname com o Polonês, abordado pelo autor citado Funke et al. (1994) como resultado de uma bolha racional. O caso Polonês do final

do ano de 1989, foi caracterizado como uma bolha racional na taxa de câmbio, uma vez que a alta na taxa cambial precedeu o processo explosivo nos preços, dando início ao processo hiperinflacionário. Guardando as características individuais de ambos os países, a variável que sofre maior efeito das expectativas dos agentes do Suriname é a base monetária, de acordo com variações na taxa cambial, levando a variações na demanda por moeda mais que proporcionais as variações na taxa de câmbio, afetando os preços (Ooft, 2021).

Com base nos dados da base monetária extraídos do FMI, é possível observar para o período de janeiro a dezembro de 2019, uma variação da base monetária do Suriname de 52%. Essa variação não foi acompanhada pelos fundamentos de mercado, o que indica a presença de uma bolha racional.

Vale a pena ressaltar que a hipótese de bolhas racionais pode ser facilmente verificada em ambientes hiperinflacionários, cuja determinação do processo explosivo tenha ocorrido exclusivamente pela atuação das expectativas, resultando em fundamentos de mercado não cointegrados com a inflação observada. Entretanto, um processo puro como esse dificilmente ocorre. De maneira geral, a alteração nas expectativas dos agentes se associa a algum acontecimento histórico que gera inflação, e a partir da absorção do conjunto de informações por parte dos agentes, estes podem se antecipar de acordo com as expectativas futuras. Dessa forma, uma inflação determinada por fatores endógenos pode a partir de certo ponto apresentar um comportamento explosivo dirigido pelas expectativas dos agentes e do ambiente de desconfiança gerado. Assim, há a possibilidade da falsa rejeição da hipótese de bolhas racionais em bolhas que não são puramente conduzidas pelas expectativas em sua origem.

Portanto, ainda que a inflação na América Latina seja determinada pelos crescentes déficits públicos e impostos inflacionários (Barbosa, 1988 e Cardoso, 1989), ou tenha raízes na condução de política cambial para países dolarizados (Ooft et al. 2021, e Quispe 2000), a partir de certo ponto as expectativas dos agentes podem conduzir a trajetória inflacionária para uma trajetória explosiva, desviando-se dos fundamentos de mercado.

Para os demais países que obtiveram bolhas identificadas, mas apresentaram pelo menos 1 vetor de cointegração nas variáveis, a utilização de uma estrutura analítica diferente da adotada poderia ter melhor adequação, uma vez que não é possível testar todas as estruturas disponíveis na literatura.

REFERÊNCIAS

- ADAM, K.; EVANS, G. W.; HONKAPOHJA, S. Are hyperinflation paths learnable?. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 30, n. 12, p. 2725-2748, 2006.
- ANDERSON, R.; BOMBERGER, W.; MAKINEN, G.; The Demand for Money, the "Reform Effect," and the Money Supply Process in Hyperinflation: The Evidence from Greece and Hungary II Reexamined, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 20, n. 4, p. 653-672, 1988.
- AUBIN, C.; Les assignats sous la Révolution française: un exemple d'hyperinflation, **Revue Économique**, v. 42, n. 4, p.745-761, 1991.
- BABCOCK, J.; MAKINEN, G.; The Chinese Hyperinflation Reexamined, **Journal of Political Economy**, v. 83, n. 6, p. 1259-1267, 1975.
- BARBOSA, F H. As origens e conseqüências da inflação na América Latina. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 19, n. 3, p. 505-524, 1989.
- BARBOSA, F. H. Hiperinflação e a forma funcional da equação de demanda de moeda. **Análise Econômica**, v. 11, n. 20, 1993.
- BARBOSA, F. H.; BRANDÃO, Antônio Salazar Pessôa; FARO, Clovis de. O reino mágico do choque heterodoxo. 1988.
- BARBOSA, F.; CUNHA, A.; SALLUM, E.; Competitive Equilibrium Hyperinflation under Rational Expectations, **Economic Theory**, v. 29, n.1, p. 181-195, 2005.
- BELADI, H.; CHOUDHARY, M.; PARAI, A.; Rational and Adaptive Expectations in the Present Value Model of Hyperinflation, **The Review of Economics and Statistics**, v. 75, n. 3, p. 511-514, 1993.
- BERNHOLZ, P.; Hyperinflation and Currency Reform in Bolivia: Studied from a General Perspective, **Journal of Institutional and Theoretical Economics** {Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft}, v. 144, n. 5, p.747-771, 1988.
- BLEJER, M. LIVIATAN, N.; Fighting Hyperinflation: Stabilization Strategies in Argentina and Israel, 1985-86, **International Monetary Fund-STAFF PAPERS**, v. 34, n. 3, p.409-438, 1987.
- BOMBERGER, W.; MAKINEN, The Hungarian Hyperinflation and Stabilization of 1945-1946, **Journal of Political Economy**, v. 91, n. 5, p. 801-824, 1983.
- BOMBERGER, W.; MAKINEN, Indexation, Inflationary Finance, and Hyperinflation: The 1945-1946 Hungarian Experience, **Journal of Political Economy**, v. 88, n. 3, p. 550-560, 1980.
- BURDEKIN, Richard CK; WHITED, Hsin-Hui IH. Múltiplas mudanças de regime e múltiplos fins da hiperinflação taiwanesa, 1945-1953. **Southern Economic Journal** , p. 77-91, 2001.

BURMEISTER, E.; WALL, K.; Unobserved Rational Expectations and the German Hyperinflation with Endogenous Money Supply , **International Economic Review** , v. 28, n.1, p. 15-32, 1987.

BURMEISTER, E.; WALL, K.; Unobserved Rational Expectations and the German Hyperinflation with Endogenous Money Supply , **International Economic Review** , v. 28, n.1, p. 15-32, 1987.

CAGAN, P.; The Monetary Dynamics of Hyperinflation, in Milton Friedman (ed.), Studies in The Quantity Theory of Money, Chicago: **The University of Chicago Press**, p.25-117, 1956.

CANÊDO-PINHEIRO, Maurício. Modelo de cagan e quebras estruturais: evidências para o brasil (1970-94). **Economia Aplicada**, v. 15, p. 151-176, 2011.

CANÊDO-PINHEIRO, M.. Modelo de cagan e quebras estruturais: evidências para o brasil (1970-94). **Economia Aplicada**, v. 15, p. 151-176, 2011.

CARDOSO, E. A. Hiperinflação na America Latina. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 9, n. 3, 1989.

CARDOSO, E. A. Moeda, renda e inflação: algumas evidências da economia brasileira. 1977.
CASELLA, A.; FEINSTEIN, J.; Economic Exchange During Hyperinflation, **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 1, p. 1-27, 1990.

CASELLA, A.; Testing for Rational Bubbles with Exogenous or Endogenous Fundamentals: the German Hyperinflation once More, **Journal of Monetary Economics**, v.24, p.109-122, 1989.

CHOU, S-H.; Interest, Velocity, and Price Changes under Hyperinflation, **Southern Economic Journal**, v. 25, n. 4, p. 425-433, 1959.

DE MÉNIL, G. From hyperinflation to stagnation. **Russian & East European Finance and Trade**, v. 36, n. 1, p. 28-58, 2000.

DIBA, B. T.; GROSSMAN, H. I. Explosive rational bubbles in stock prices?. **The American Economic Review**, v. 78, n. 3, p. 520-530, 1988.

DIBA, B.; GROSSMAN, H.; Rational Inflationary Bubbles, **Journal of Monetary Economics**, v. 2, p. 35-46, 1988.

ELTON, E J.; GRUBER, Martin J. Expectational data and Japanese stock prices. **Japan and the World Economy**, v. 1, n. 4, p. 391-401, 1989.

EVANS, G. W. Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. **The American Economic Review**, v. 81, n. 4, p. 922-930, 1991.

FRENKEL, J.. Further evidence on expectations and the demand for money during the German hyperinflation. 1978.

FRENKEL, J.; The Forward Exchange Rate, Expectations, and the Demand for Money: The German Hyperinflation, **American Economic Review**. 67, n. 4, p. 653-670, 1977.

FRENKEL, J.; The Forward Exchange Rate, Expectations, and the Demand for Money: The German Hyperinflation: Reply, **American Economic Review**. 70, n. 4, p. 771-775, 1980.

FRIEDMAN, B M. Stability and rationality in models of hyperinflation. **International Economic Review**, p. 45-64, 1978.

FUNKE, M.; HALL, S.; SOLA, M.; Rational Bubbles During Poland's Hyperinflation Implications and Empirical Evidence, **European Economic Review**, v. 38, p.2157-1276, 1994.

GODINHO, Renato Martins. Contas externas dos EUA: análise do comportamento da balança comercial, ativos e passivos externos no período 1970-2017. 2019. Tese de Doutorado.

GUTIÉRREZ, M.; VÁZQUEZ, J. Explosive hyperinflation, inflation-tax Laffer curve, and modeling the use of money. **Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)/Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft**, p. 311-326, 2004.

HARVEY, David I. et al. Tests for explosive financial bubbles in the presence of non-stationary volatility. **Journal of Empirical Finance**, v. 38, p. 548-574, 2016.

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

KIGUEL, M. A. Budget deficits, stability, and the monetary dynamics of hyperinflation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 21, n. 2, p. 148-157, 1989.

LAILER, D.; STADLER, G.; Monetary Explanations of the Weimar Republic's Hyperinflation: Some Neglected Contributions in Contemporary German Literature , **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 30, n. 4, p. 816-831, 1998.

MOOSA, I.; Testing the Currency-Substitution Model under the German Hyperinflation, **Journal of Economics**, v. 70, n.1, p.61-78, 1999.

MOOSA, I.; Testing the Currency-Substitution Model under the German Hyperinflation, **Journal of Economics**, v. 70, n.1, p.61-78, 1999.

NIELSEN, B. On the explosive nature of hyper-inflation data. **Economics**, v. 2, n. 1, 2008.
OOFT, G; FRASER, N.; HARANGI-NARAIN, J. Determinantes da inflação no Suriname: uma análise de 1971 a 2018. **The Journal of Developing Areas** , v. 56, n. 1, pág. 31-46, 2021.

ORLÉAN, A.; Une nouvelle interprétation de l'hyperinflation allemande, **Revue Économique**, v. 30, n. 3, p. 518-539, 1979.

PHILLIPS, P. C.; WU, Y.; YU, J. Explosive behavior in the 1990s nasdaq: When did exuberance escalate asset values? **International economic review**, Wiley Online Library, v. 52, n. 1, p. 201–226, 2011.

PHILLIPS, P.Peter C.B; SHI, S.huping; YU, junho. Teste de bolhas múltiplas: episódios históricos de exuberância e colapso no S&P 500. **International economic review** , v. 56, n. 4, pág. 1043-1078, 2015.

QUISPE, M. Z. Monetary policy in a dollarised economy: the case of Peru. 2000.
ROSSI, J. W. O modelo hiperinflacionário da demanda por moeda de Cagan e o caso do Brasil. 1994.

SACHS, J. D. The Bolivian hyperinflation and stabilization. 1986.

SALEMI, M.; Expected Exchange Depreciation and the Demand for Money in Hyperinflation Germany, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 12, n. 4, p. 592-602, 1980.

SARGENT, T. The End of Four Big Inflations "em Robert Hall, ed., *Inflation: Causes and Effects*, Chicago University Press. 1982.

WICKER, E.; Terminating Hyperinflation in the Dismembered Habsburg Monarchy, **The American Economic Review**, v. 76, n. 3, p. 350-364, 1986.

YEAGER, Leland B. **Experiences with stopping inflation**. Aei Press, 1981.

ZHAO, L.; LI, L.. Interest rate, money demand and seigniorage: The Chinese hyperinflation 1946–1949. **China Economic Review**, v. 34, p. 169-179, 2015.