

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE E
SECRETARIADO
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN**

RAFAEL BARROS BARBOSA

**TRÊS ENSAIOS EM ECONOMETRIA APLICADA A FINANÇAS INTERNACIONAIS:
PPP, CONTÁGIO FINANCEIRO E TAXA DE CÂMBIO**

FORTALEZA – CEARÁ

2014

RAFAEL BARROS BARBOSA

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMETRIA APLICADA A FINANÇAS INTERNACIONAIS: PPP,
CONTÁGIO FINANCEIRO E TAXA DE CÂMBIO

Tese de Doutorado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do título de Doutor.

Área de Concentração: Econometria Aplicada e Finanças Internacionais

Orientador: Prof. Fabrício Carneiro Linhares

FORTALEZA – CEARÁ
2014

Tese de Doutorado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia. Área de Concentração: Econometria Aplicada e Finanças Internacionais.

A citação de qualquer trecho desta tese é permitida, desde que feita em conformidade com as normas científicas.

Rafael Barros Barbosa

Aprovado em ___ / ___ / ____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Fabricio C. Linhares (Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Ivan Castelar
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Roberto Tatiwa Ferreira
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Flávio Vilela Vieira
Universidade Federal de Uberlândia -UFU

Prof. Leandro de Almeida Rocco
Universidade Federal do Ceará -UFC

Dedico este trabalho a minha mãe, Zeni Maria Barros Barbosa. Obrigado por todas as lições e pelo amor incondicional.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, gostaria de agradecer a minha família. Meus irmãos Davi e Julio, meu pai Heitor. Obrigado por me apoiarem em todas as minhas aventuras.

Agradeço especialmente a minha noiva Ana Fabíola. Minha companheira, amiga e futura esposa. Obrigado pela paciência e pelo amor dedicado.

Aos membros da banca examinadora: Prof. Ivan Castelar, Prof. Roberto Tatiwa, Prof. Flavio Vieira e Prof. Leandro Rocco.

Em especial, ao meu orientador, Prof. Fabrício Linhares, por ter me aceitado como orientando e ter me ajudado a conduzir minhas pesquisas de maneira mais profícua.

A todos os professores do CAEN, pelo conhecimento transmitido.

Aos funcionários do CAEN Carmem, Cléber, Seu Adelino, Márcia e Seu Franciron. Obrigado pela solicitude.

Aos amigos do CAEN, pessoas muito talentosas e companheiras com quem tive a oportunidade de compartilhar conhecimento.

Em especial, ao Ilton Soares, que contribuiu enormemente para a realização do meu doutorado sanduíche na Columbia University, em New York e que nas poucas horas livres que tinha, se dava ao trabalho de ler meus artigos para poder me ajudar. Muito obrigado.

Ao Prof. Jushan Bai da Columbia University, que me aceitou como orientando durante o período sanduíche.

Ao CNPQ – Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento, pelo financiamento dos meus estudos doutorais.

A CAPES - Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, pelo financiamento do período sanduíche na Columbia University.

RESUMO

Os artigos abordam temas de finanças internacionais, onde foram aplicadas técnicas recentemente desenvolvidas para a análise de quebras estruturais. O primeiro artigo busca investigar se mudanças de regimes monetários são capazes de gerar mudanças de persistência nos desvios de preços de 8 cidades brasileiras. A escolha pela análise intranacional deveu-se a possibilidade de controlar variações da taxa de câmbio e barreiras comerciais. O Brasil foi escolhido devido ocorrência nos últimos 30 anos de ao menos três fases distintas de política monetária. Usando um teste robusto a mudança de persistência (Harvey et al (2006)) constatou-se que a mudança de regimes monetários realmente é capaz de gerar mudanças de persistência nas series de preços. Todavia a direção da mudança, se I(1) para I(0) ou vice-versa, não foi resultado das modificações na condução de política monetária. O segundo artigo pretende mostrar que modelos fatoriais dinâmicos extraídos de taxas de câmbio em relação ao dólar, podem sofrer quebras estruturais na sensibilidade desses fatores (fatores de carga) diante de crises financeiras. Assim, será testado a presença de instabilidade nos fatores de carga. Dois testes foram utilizados, o teste de Breitung e Eickemeier (2011) e o teste de Chen, Dolado e Gonzalo (2014). Os países testados subdividem-se entre avançados e emergentes, num total de 38 países. A amostra estende-se de 1991 a 2013 com dados mensais, o que permitiu testar o efeito de crises financeiras no final da década de 1990 e a crise de 2008. Em ambos os testes foram encontradas evidências de quebra estrutural para os fatores de carga. Esse resultado se mostrou robusto independente da origem da crise financeira, se de países emergentes ou avançados. Tal evidência apresenta-se como uma ressalva para aqueles que utilizam os modelos fatoriais dinâmicos para realizar previsão para a taxa de câmbio, pois a literatura mostra que tal instabilidade dos fatores de carga pode ser a causa para performances ruins dos previsores. Por fim, o último artigo pretende propor um teste para identificar a instabilidade nos fatores de carga em modelos em painel com efeitos interativos. Mostra-se que a presença de quebra estrutural nos fatores de carga deste tipo de modelo tem uma importante interpretação na identificação da presença de *shift contagion*, um tipo específico de mecanismo de transmissão de crises financeiras. Em exercícios numéricos, o teste apresentou boas qualidades em termos de tamanho e poder. Além disso, o teste foi aplicado para identificação do contágio financeiro da crise de 2008, para 30 países. Foi constatado que não houve presença de *shift contagion* nesta crise, mas apenas interdependência.

Palavras-Chave: Persistência dos desvios de preços, Modelos Fatoriais, Contágio Financeiro.

ABSTRACT

The articles treats about international finance with special attention for possible structural breaks. The first one, aim's to analyse if a change of monetary policy affect the persistence of price deviations in Brazilian cities. The option by intranational analyses is due the control of volatility of exchange rate and some trade barriers. Applying a robust test to structural break in persistence (Harvey et al, 2006) it is possible conclude that the change in monetary policy has some effect in the persistence of price deviations in Brazilian cities. However, the direction of the change, whether $I(0)$ to $I(1)$ or the contrary, was not identified. The second article want to show that the factorial models extracted from exchange rates allows instabilities in the factor loading during financial crises. Two tests are used, the Breitung and Eickemeier (2011) and the Cheng, Dolado and Gonzalo (2014). It was tested for advanced and emergent countries from 1991 to 2013. The results indicated that the turmoil periods could break the factor loading of exchange rate factor models. The last article proposes a structural break test for a panel model with interactive fixed effects. It is shown that this test had a interesting economic interpretation and allows to test the presence of shift contagion, a special kind of financial contagion. In simulation exercise, the test had a relative good power and size. We applied the test to differentiate between interdependence and shift contagion in 2008 subprime crisis. It's not found the presence of shift contagion, only interdependence.

Key Words: Persistence of price deviation, Factor Models, Financial Contagion.

LISTA DE TABELAS

1.1 Amostra Completa	14
1.2 Amostra Pós Plano Real	14
1.3 Amostra Pré Plano Real	14
1.4 Teste DF-GLS	17
1.5 Teste ADF	17
1.6 Teste Phillips-Perron	18
1.7 Teste KPSS	18
1.8 Teste de Harvey et all (2006)	20
2.1 Países Avançados (1991-2001)	35
2.2 Países Avançados (2002-2013)	36
2.3 Países Emergentes (1991-2001)	36
2.4 Países Emergentes (2002-2013)	37
2.5 Teste BE	38
2.6 Teste CDG	39
3.1 Resultados estimados do PMIFE	67
3.2 Resultados do teste sup-Wald	67

LISTA DE FIGURAS

1.1 Planos de estabilização e inflação	5
1.2 Inflação pós 1999	6
1.3 Desvios de preços por cidades brasileiras	16
3.1 Distribuição empírica do sup L(k) teste sob a hipótese nula	58
3.2 Tamanho do sup-teste	60
3.3 Poder do sup-teste	60
3.4 Fatores estimados	66

SUMÁRIO

<u>CAPÍTULO I:</u> Desvios de preços da PPC intranacional e mudanças de regimes monetário.	1
1. Introdução	1
2. Regimes monetários no Brasil: de 1980 aos dias atuais	4
3. Metodologia	7
3.1 Testes de Mudanças de Persistencia	8
3.2 Base de Dados	13
4. Resultados	15
4.1 Resultados do teste de quebra de persistência	18
5. Conclusões	21
6. Referencias Bibliográficas	22
<u>CAPÍTULO II:</u> Evidência de quebra estrutural nos fatores dinâmicos para a taxa de câmbio	25
1. Introdução	25
2. Algumas evidências para a presença de instabilidade nos fatores de carga	28
3. Testes para quebra estrutural nos fatores de carga	31
3.1 O teste BE	32
3.2 O teste CDG	33
4. Dados	34
5. Resultados	37
6. Conclusões	41
7. Referências Bibliográficas	42
<u>CAPÍTULO III:</u> Instabilidades nos fatores de carga de modelos em painel com efeitos interativos	45
1. Introdução	45
2. O PMIFE com quebra estrutural nos fatores de carga	48
2.1 Os efeitos de uma quebra estrutural nos fatores de carga	51
3. O teste	52
4. Distribuição Empírica	56
5. Propriedades do Teste: Poder e Tamanho	59
6. Uma interpretação econômica da quebra nos fatores de carga	61
7. Resultados	64
8. Conclusões	68
9. Referências Bibliográficas	69
10. Apêndice	73

Capítulo I: Persistência dos Desvios da PPC Intranacional e

Mudança de Regimes Monetários

1. INTRODUÇÃO

Diversos pesquisadores tem se dedicado a estudar a paridade do poder de compra (PPC). Esta, em sua versão absoluta, afirma que os preços de uma cesta de bens medido em moeda local e exterior deveriam ser iguais, desde que a moeda exterior seja convertida pela taxa de câmbio nominal. Ou seja, a taxa de câmbio nominal seria resultado da razão de preços das duas cestas no local e no exterior.

Embora teoricamente tal conceito seja válido devido a possibilidade de arbitragem, trata-se de um conceito limitado a comprovação empírica, pois pressupõe que dois países diferentes tenham cestas de bens idênticas. Por outro lado, em sua versão relativa, a PPC afirma que os diferenciais de inflação entre dois países devem ser compensados por desvios na taxa de câmbio.

Investigações empíricas sobre a validade da PPC tem sido constantemente realizadas¹. Decorre desses trabalhos uma conclusão importante: a coexistência de elevada persistência dos desvios da PPC e uma alta volatilidade da taxa de câmbio no curto prazo. Fenômeno conhecido como *puzzle* da PPC (ROGOFF, 1996).²

Dentre as várias explicações para a forte persistência dos desvios da PPC, destacam-se, em primeiro, a presença de bens não transacionáveis internacionalmente nos índices de preços utilizados para mensurar a PPC. Estes tipos de bens não afetam o comportamento dos preços internacionais, todavia afetam os preços locais. Assim, pesquisas que levam em consideração índices de preços com bens não transacionáveis internacionalmente podem gerar resultados inesperados devido a diferentes dinâmicas de ajuste ao equilíbrio (OBSTFELD (2001), BURSTEIN et all (2005)).

Segundo, a presença de *stick prices*, como em Burstein, Eichenbaum and Rebelo (2003), Chari et all (2002). *Stick prices* são preços de bens que não reagem imediatamente aos estímulos do mercado. Dessa forma, mesmo diante de forte volatilidade da taxa de câmbio, os bens com essa característica pouco se alterarão, mantendo elevada a persistência dos desvios da PPC.

Um exemplo bastante simples desse efeito decorre da presença de custo de menu, um dos elementos geradores de *stick prices*. Diante de custos de menu os ofertadores preferem não alterar, no médio prazo, o seu preço de venda para evitar choques na

¹Ver Nelson (2001) and McDonald (2007) para uma revisão da literatura

²Para um revisão dessa literatura empírica ver: Froot and Rogoff(1995), Rogoff (1996) e Taylor and Taylor (2004).

demanda decorrentes de erros na expectativas dos consumidores. Dessa forma, mesmo diante de forte volatilidade nos seus custos de produção no curto prazo, o preço de venda permanecerá estagnado, ao menos no médio prazo. Portanto, a elevada volatilidade da taxa de câmbio, poderia conviver com uma alta persistência dos preços.

Alternativas empíricas tem sido propostas para verificar a PPC. A principal estratégia decorre da observação de que a PPC trata-se de um conceito de longo prazo. Assim, uma vez que a economia no curto prazo é rígida, a PPC poderia ser válida no longo prazo, onde tais rigidezes não são esperadas. Seguem essa linha Taylor (2002) e Lopez et al (2004). Todavia, testes para a validade da PPC em séries longas tem sofrido enormes críticas, principalmente, por desconsiderar possíveis quebras estruturais, geralmente causadas por mudanças de regimes cambiais (PAPELL e PRODAN, 2006).

Recentemente, um outro fator tem sido apontado como relevante para a presença da persistência dos desvios da PPC, a mudança de regime monetário. Benigno (2004) mostra teoricamente que a persistência da taxa de câmbio real pode ser gerada quando o grau de *price stickness* varia entre os países e quando a política monetária exhibe inércia. Ou seja, a presença (ou não) da inércia na política monetária afetaria (ou não) a validade da PPC e por consequencia sua persistência.

De fato, choques monetários alteram a percepção dos agentes econômicos quanto a eventos futuros, resultando num aumento ou redução dos preços exogenamente a condição de arbitragem. A questão que se coloca neste artigo pode assim ser resumida: A persistência da PPC pode ser afetada por modificações na condução da política monetária?

Existem poucos trabalhos empíricos nessa linha. Sarno e Valente (2006) mostram através de um MS-VECM que mudanças nos regimes monetários são relevantes para a explicar a PPC. Este é o único trabalho empírico conhecido sobre o tema.

Todavia, outras evidências podem ser obtidas de maneira indireta, por exemplo, Drine e Rault (2008) utilizando cointegração em painel encontram evidências de que a PPC não é relevante para explicar mudanças nas taxas de câmbio de países latino americanos, africanos e alguns países asiáticos. Este fato indica que países mais sujeitos a mudanças de regime monetário, como os países latino americanos (GOPINATH e AGUIAR, 2007)³ tem maior dificuldade de validar a PPC, ao contrário de países com maior estabilidade monetária.

Mais recentemente, Goyal (2012) mostra que choques na política monetária são mais persistentes em países emergentes do que em países avançados.

³Gopinath and Aguiar (2007) mostram que países emergentes são sujeitos a uma maior volatilidade nos seus preços. Ou seja, tais países enfretam maiores desequilíbrios monetários vis a vis países avançados. Tais choques podem requerer mais frequentemente modificações na monetária.

Apesar de tais evidências, algumas dificuldades técnicas podem não deixar clara a mensuração do efeito da mudança de regime monetário sobre a persistência da PPC. Primeiro, a volatilidade cambial afeta significativamente a relação entre os preços dos países. Segundo, existem custos comerciais de transação que são difíceis de serem mensurados e que podem afetar notoriamente os resultados (OBSTFELD and ROGOFF (2000)). Por fim, poucos países sofrem mudanças na condução das suas políticas monetárias, a ponto de permitir identificar quebras estruturais.

A luz dessas observações, este trabalho tem a intenção de verificar se há evidências de quebras estruturais na persistência de preços relativos intranacionalmente para o Brasil. A escolha do Brasil não é aleatória. O Brasil apresenta-se como um experimento natural, pois, nos últimos 30 anos, apresentou ao menos três fases distintas de condução de política monetária: a fase de 1982 a 1994, em que diversos planos de estabilização foram tentados para controlar a hiperinflação; a fase de 1994 a 1999, período de implementação do Plano Real e cuja a política monetária tinha como âncora cambial o dólar; a fase 1999 até os dias atuais, em que adota-se o regime de metas de inflação.

Engel e Rogers (1996) buscando evitar os custos de transação entre países, testaram a PPC intranacionalmente para 14 cidades americanas e 9 cidades canadenses. A vantagem dessa abordagem de Engel e Rogers (1996) está em evitar custos de transação entre países, como barreiras comerciais, e também permitir evidenciar a PPC desconsiderando a volatilidade da taxa de câmbio (PAPELL e CULVER, 1999).⁴

No mesmo sentido, será testado a presença de quebras na persistência dos desvios da PPC intranacionalmente para as cidades brasileiras, considerando a cidade de São Paulo como referência⁵. Dessa forma, evita-se que a volatilidade da taxa de câmbio afete os resultados e portanto, espera-se que esses reflitam muito mais os efeitos da mudança de regimes monetários.

A importância de quebras estruturais para a explicação dos desvios da PPC já é bem conhecida pela a literatura internacional. Papell e Prodan (2006), por exemplo, encontram evidência de que após controlar quebras estruturais 14 dos 16 países industriais testados validam a PPC. Já Basher e Carrion i Silvestre (2011) mostram que tais quebras têm grande relevância intranacionalmente, ao testar a PPC para as cidades americanas.

Dessa forma, espera-se que ao testar a PPC intranacionalmente para as cidades brasileiras, serão evitados choques que costumemente afetam a PPC. Tendo sido o Brasil um país que sofreu impactantes modificações na sua política monetária, é possível que tais choques

⁴Vários trabalhos tem seguido essa linha de pesquisa, destacam-se: Cechetti et al (2002), Gutierrez (2006), Basher and Carrion i Silvestre (2012), entre outros

⁵A escolha da cidade de São Paulo como referência deve-se apenas a ganhos relativos a interpretação dos resultados. Sendo muito mais uma questão didática do que técnica

reflitam quebras nas persistências da PPC.

O restante do trabalho está assim organizado. Na próxima seção será feita uma breve digressão sobre as mudanças de regimes monetários no Brasil desde 1980 até os dias atuais. Na terceira seção, será apresentado o teste de mudança de persistência de Harvey et al (2006), que será utilizado para identificar se as séries de preços relativos sofrem quebras na persistência, e também será discutido a base de dados utilizada. Na seção quatro será apresentado os resultados e a seção cinco discutirá as conclusões e as possíveis implicações dos resultados.

2. REGIMES MONETÁRIOS NO BRASIL: de 1980 aos dias atuais

O Brasil no período compreendido entre 1980 até os dias atuais enfrentou três tipos diferentes de regimes monetários. O primeiro que ocorre após a eclosão da crise da dívida externa do México, em 1982, é marcado pela hiperinflação e por políticas voltadas ao seu combate. Esse período que se estende até 1994, lançamento do Plano Real, não é caracterizado por uma política monetária específica, mas sim, por diversos planos que buscam a estabilização dos preços. Especificadamente entre 1985 a 1994 foram tentados seis planos de estabilização diferentes ⁶, ver: Giambiagi et al (2005).

As origens de tal hiperinflação nesse período decorre da inércia inflacionária causada pela existência de contratos com cláusulas de indexação (HOLANDA BARBOSA E MC-NEIL, 1989 e ARIDA E LARA RESENDE, 1985). Dessa forma, a tendência inflacionária torna-se inflação de fato, isto é, em outras palavras, qualquer choque de oferta ou de demanda no passado é transmitido ao futuro através do mecanismo de indexação (CASTRO, 2005). Com a constante absorção desses choques e com a crise da dívida externa em 1982, que expulsou os capitais externos de países em desenvolvimento, a hiperinflação atingiu patamares acima de 1000% ao ano (GARCIA, 1996).

Diversos foram os planos de estabilização tentados para conter a hiperinflação. A ideia central era de que a economia precisava ser desindexada, todavia a estratégia para tal fim não era clara. Os primeiros planos de estabilização tentavam a política de congelamento de preços (MODIANO, 1995). O efeito dessa política era a imediata redução dos preços. No entanto, em virtude de falhas de execução dos planos, a inflação rapidamente retornava a patamares elevados. O gráfico abaixo mostra o efeito sobre o nível inflacionário em cada um dos planos de estabilização

⁶Cruzado, Bresser, Verão, Collor I, Collor II e Real

FIGURA 1: Planos de estabilização e inflação

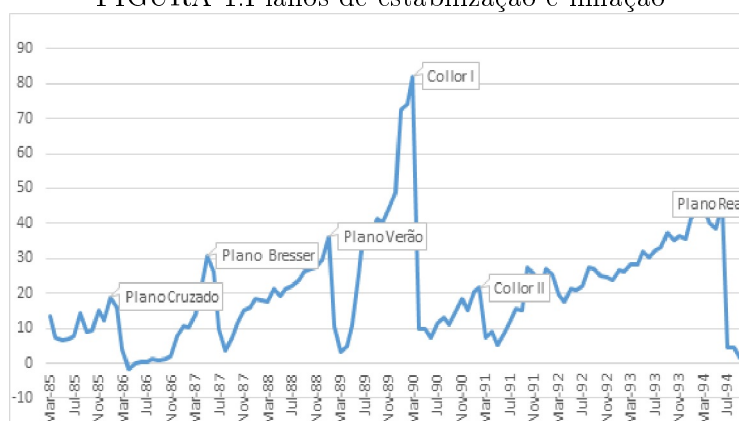


FIGURA 01. Descreve o comportamento da inflação durante o período de hiperinflação em que diversos planos de estabilização foram tentados. Observa-se que após a introdução de um plano de estabilização há um forte choque de redução na inflação. Todavia, tal choque é pouco duradouro.

Em 1994 foi implementado o plano real, que lograria êxito em estabilizar a economia após esse período de forte volatilidade. O plano real foi desenvolvido para realizar uma reforma monetária, em que a moeda atual conviveria com a moeda nova, o real. O real era desindexado e tinha sua estabilidade atrelada ao dólar. Essa foi a época da âncora cambial (FRANCO, 2000). O Plano real obteve sucesso na estabilização dos preços da economia, muito em função do aprendizado com os fracassos dos planos de estabilização passados (CASTRO, 2005). Esse aprendizado proporcionou a adoção de medidas de controle da demanda agregada antes da implementação do plano.

Além da estabilidade monetária, o plano real trouxe consigo uma serie de reformas que seriam a base da política monetária pós âncora cambial. Dentre estas destaca-se o controle das contas publicas através de varias iniciativas como a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), renegociação das dívidas estaduais, descentralização tributária etc.

Em 1999, após um forte ataque especulativo à continuidade da âncora cambial, o Brasil abandona essa estratégia de estabilização e adota o regime de metas inflacionárias, que a época era uma política já experimentada por diversos países ao redor do mundo com bastante sucesso (MISHKIM e POSEN, 2001). Essa nova fase da política monetária da economia brasileira exhibe uma maior volatilidade com relação a inflação. Agora, a inflação era combinada por um conjunto de políticas, que formam um tripé macroeconômico: controle dos juros, política fiscal restritiva e câmbio flutuante. Ver gráfico abaixo.

FIGURA 2: Inflação pós 1999

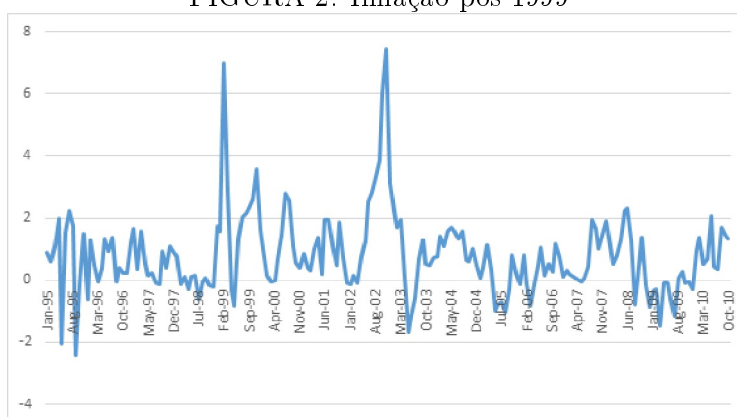


FIGURA 02. Esta figura mostra o comportamento da inflação pós a introdução do plano real. Depreende-se que a volatilidade da inflação aparentemente é maior após a introdução do regime de metas inflacionarias. Isto se deve ao fato de que com o regime de câmbio flutuante, o mercado externo passa a ter uma influência maior sobre a inflação interna.

Fonte: Autor

O impacto de tais modificações no regime monetário sobre a formação de preços é dependente de cada tipo de regime. No caso do período de 1982 a 1994, a expectativas dos agentes econômicos eram fortemente alteradas pela introdução de um novo plano de estabilização. Isso foi tão latente que uma das causas dos fracassos dos planos de estabilização pós cruzado era a percepção por parte dos agentes econômicos de que o congelamento de preços seria efêmero. Isso causava uma distorção na demanda agregada, onde os agentes buscavam adquirir o máximo de bens possíveis antes do período de descongelamento.

Por sua vez, o período compreendido entre 1994 a 1999 foi marcado pela âncora cambial. Aqui devido a manutenção entre a paridade real com o dólar as expectativas em torno dos preços relativos eram mais corretas. Este fenômeno pode ter contribuído para um menor impacto do regime monetário sobre os desvios da PPC.

Por fim, o período em que se adota o regime de metas de inflação, embora os efeitos externos possam causar um impacto maior sobre os preços internos, o regime de metas estabelecia padrões específicos para a formação de preços. Estes eram baseados em outros instrumentos de política monetária, como a taxa de juros e o controle sobre política fiscal.

3. METODOLOGIA

A intenção deste trabalho é a de aplicar uma metodologia que indique se houve ou não uma mudança na persistência da razão de preços das cidades brasileiras. Como discutido abaixo existem várias técnicas para tal fim, todavia, a técnica de Harvey et al (2006) tem algumas vantagens sobre as demais. Primeiro, por que fornece a direção da mudança de

persistência. Segundo, por que faz uma correção nos testes anteriormente propostos de modo a obter um teste com melhor qualidade (tamanho e poder do teste). Por fim, tal teste tem a vantagem em testar diversos tipos de hipótese nula.

Abaixo é realizada uma discussão mais pormenorizada dos testes de mudança de persistência, seus significados e sobre a qualidade do teste de Harvey et al (2006).

3.1 Testes para a mudança de persistência

É prática comum testar a estacionariedade das séries temporais com o objetivo de identificar o grau de persistência, isto é, se a série é $I(0)$ com baixa persistência ou $I(1)$ com elevada persistência. Todavia, tais testes como o ADF ou Phillips e Perron (1988) são limitados em virtude de não detectarem uma possível mudança de persistência ao longo da amostra. A mudança de persistência pode ser caracterizada como uma quebra no processo estocástico que transforma-se de $I(1)$ para $I(0)$ ou vice versa. Ou seja, em certos regimes a série se comportaria com elevada persistência, demorando mais tempo para dirimir choques; enquanto que em outros regimes, a série se comporta com baixa persistência.

Evidências da existência de quebras na persistência das séries são amplamente difundidas. De Long and Summers (1988) apontam que a Segunda Grande Guerra mudou a persistência das séries de produto de estacionária para não estacionária, tanto para os EUA como para os países europeus. Stock and Watson (1996), lidando com formulações univariadas e bivariadas encontram evidência de instabilidade em várias séries temporais para dos EUA do pós guerra. Garcia e Perron (1996), através de métodos Markov-Switching identificam que a taxa de juros americana tem um comportamento, na maior parte da série, do tipo passeio aleatório, porém, sofre fortes variações devido a choques estruturais como a Crise do Petróleo em 1973 e a mudança na política monetária nos EUA em 1979.

Mais recentemente, vários autores tem identificado quebras na persistência de séries de preços, são exemplos, Kim (2000), Buseti e Taylor (2004) Harvey et all (2006), Chiquiar et all (2007), Halunga et all (2008). Kim (2000) e depois Kim et all (2002) foram os trabalhos pioneiros em testar a hipótese $I(0)$ contra a uma mudança de persistência $I(0)$ para $I(1)$. Kim (2000) propõe uma estatística de razão de mudança de persistência, em que a parte do numerador encontra-se a sub-amostra para antes da quebra e o denominador encontra-se a sub-amostra para depois da quebra. Como é suposto que o período da quebra é desconhecido, o autor utiliza três metodologias para lidar com esse problema: um teste baseado em Andrews (1993) conhecido como *sup-test*; um teste baseado em Hansen (1991) chamado de *mean score test* e por fim, um teste baseado em Andrews

e Ploberger (1994) conhecido como *mean-exponential test*.

Todavia, os testes propostos por Kim (2000) são inconsistentes diante da hipótese $I(1)$ contra $I(0)$ ou contra a hipótese de que toda amostra é $I(1)$. Modificações simples são propostas por Kim et al (2002) e por Buseti e Taylor (2001) de modo a tornar o teste de razão de quebra na persistência consistente.

Uma outra limitação do teste de Kim (2000) é a impossibilidade de se analisar a hipótese alternativa de $I(1)$ para $I(0)$. Buseti e Taylor (2004) propõe um teste *locally best invariant* (LBI) cuja a hipótese nula é $I(0)$ contra as possíveis alternativas: mudança de $I(0)$ para $I(1)$ e $I(1)$ para $I(0)$. Esta metodologia é baseada no teste de Kwiatkowski et al. (1992) em toda amostra e em subamostras.

Numericamente, tal teste se mostrou mais poderoso que os teste propostos por Kim (2000) e Kim et al (2002). Para resolver o problema da mudança de direção, isto é, a possibilidade da hipótese nula ser $I(1)$ e não $I(0)$, os autores propõe como estatística o máximo dos testes LBI aplicados as duas situações de hipótese nula. Sendo o máximo uma função contínua, o teorema do mapeamento contínuo pode ser aplicado e com isso, obter as distribuições assintóticas a partir do primeiro tipo de teste.

Banerjee et al (1992) propõe um teste de raiz unitária recursivo, cuja a hipótese nula é a série integrada de ordem 1 ($I(1)$) contra mudanças de persistência $I(0)$ para $I(1)$ ou vice versa. Entretanto, tais testes divergem quando a série tem comportamento $I(0)$ para a toda amostra. Dessa forma, Leybourne, Kim and Taylor (2006), propuseram uma metodologia baseada na razão do teste de raiz unitária recursivo que permita verificar a hipótese $I(0)$ para toda a amostra.

Embora tais testes acima discutidos tenham apresentados bons resultados numéricos, uma limitação ainda reside que é a necessidade de assumir a hipótese nula como ou $I(1)$ ou como $I(0)$. Esta limitação torna tais metodologias inaplicáveis a situação proposta neste trabalho, pois embora baseando-se na análise da estacionariedade aplicadas em subamostras, há evidências de que testes como o ADF perdem poder de rejeição diante de cenários com grande volatilidade das séries (CATI, GARCIA E PERRON, 1999), como é o caso do período pré-plano real no Brasil como discutido acima.

Dessa forma, o desconhecimento da hipótese nula, se $I(0)$ ou $I(1)$, é fundamental para verificar se houve quebra na persistência das séries de preços. Harvey et al (2006) propuseram um teste que modifica as metodologias de Kim (2000), Kim et al (2002) e Buseti e Taylor (2004) permitindo que as séries sejam $I(0)$ ou $I(1)$ por toda amostra. Essa modificação é feita a partir da proposta de adição de variáveis analisadas por Vogelsang (1998) e generalizadas por Saygunsoy (2003).

Considere que os dados seguem o seguinte processo de geração de dados (DGP):

$$y_t = X_t' \beta + v_t \quad (0.1)$$

$$v_t = \rho v_{t-1} + \epsilon_t$$

Com $v_0 = 0$. $X_t' \beta$ é determinístico em que X_t é um vetor $(k+1) \times 1$, cujo primeiro elemento é a unidade. Além disso assuma que o vetor X_t satisfaz as seguintes condições de regularidade:

i. Existe uma matriz escalar δ_T e uma função contínua $X(\cdot)$ sobre $[0,1]$ tal que $\delta_T X_{[\cdot T]} \rightarrow X(\cdot)$, em que $[\cdot]$ denota a parte inteira do argumento uniformemente sobre $[0,1]$.

ii. $\int_0^1 X(s)X(s)' ds$ é positiva definida.

Um exemplo de processo é o polinômio de tendência de ordem k , $X_t = (1, t, \dots, t^k)$.

iii. As inovações $\{\epsilon_t\}$ seguem um processo estacionário com média zero e que satisfaz as condições de regularidade α -mixing, com variância de longo prazo estritamente positiva e limitada.

Os autores consideram quatro tipos de hipóteses.

- a. $I(1)$ por toda a amostra referido por H_1
- b. y_t se modifica de $I(0)$ para $I(1)$, indicado por H_{01}
- c. y_t se modifica de $I(1)$ para $I(0)$, doravante H_{10}
- d. $I(0)$ para toda a amostra, referido por H_0

Kim (2000) e Buseti e Taylor (2004) desenvolveram testes baseados na seguinte estatística:

$$K_{[\tau T]} = \frac{(T - [\tau T])^{-2} \sum_{t=[\tau T]+1}^T \left(\sum_{i=[\tau T]+1}^t \check{v}_{i,\tau} \right)^2}{[\tau T]^{-2} \sum_{i=1}^{[\tau T]} (\hat{v}_{i,\tau})^2} \quad (0.2)$$

Em que: $\hat{v}_{t,\tau}$ são os resíduos da estimação do por MQO de y_t contra X_t , para a sub-amostra $t = 1, \dots, [\tau T]$. Por sua vez, $\check{v}_{t,\tau}$ são os resíduos da estimação de y_t contra X_t , por MQO, na sub-amostra restante, isto é, $t = [\tau T] + 1, \dots, T$. O objetivo era testar H_0 contra H_{01} . Uma vez que o verdadeiro ponto de quebra é assumido desconhecido, três estatísticas foram propostas. A primeira, baseada no trabalho de Hansen (1991), conhecida por *mean score statistic* (MS). A segunda, originalmente proposta por Andrews e Ploberger (1994), denominada *mean-exponential statistic* (ME). Por fim, a terceira baseada no trabalho de Andrews (1993), conhecida por *sup-statistic* (MX). Abaixo seguem respectivamente tais estatísticas:

$$MS = T_*^{-1} \sum_{t=\lfloor \tau_l T \rfloor}^{\lfloor \tau_u T \rfloor} K_t \quad (0.3)$$

$$ME = \ln \left\{ T_*^{-1} \sum_{t=\lfloor \tau_l T \rfloor}^{\lfloor \tau_u T \rfloor} \exp(0.5K_t) \right\} \quad (0.4)$$

$$MX = \max_{t \in \{\lfloor \tau_l T \rfloor, \dots, \lfloor \tau_u T \rfloor\}} K_t \quad (0.5)$$

Onde: $T_* \equiv \lfloor \tau_u T \rfloor - \lfloor \tau_l T \rfloor + 1$.

Busetti e Taylor (2004), com a intenção de analisar H_0 contra H_{10} , propuseram um teste recíproco baseado em K_t , $t \equiv \lfloor \tau_l T \rfloor - \lfloor \tau_u T \rfloor$. Isto é, eles definiram MS^R , ME^R e MX^R , análogos a MS, ME e MX definidos acima, porém substituindo K_t por K_t^{-1} . Por fim, propõem $MS^M = \max[MS, MS^R]$, $ME^M = \max[ME, ME^R]$ e $MX^M = \max[MX, MX^R]$.

Sob a hipótese nula de I(1) para toda a amostra, a estatística de teste pode ser escrita como:

$$K_{\lfloor \tau T \rfloor} = \frac{T^{-2}(T - \lfloor \tau T \rfloor)^{-2} \sum_{t=\lfloor \tau T \rfloor+1}^T \left(\sum_{i=\lfloor \tau T \rfloor+1}^t \check{v}_{i,\tau} \right)^2}{T^{-2} \lfloor \tau T \rfloor^{-2} \sum_{i=1}^{\lfloor \tau T \rfloor} (\hat{v}_{i,\tau})^2} \quad (0.6)$$

Evidentemente, com $0 < \tau < 1$.

Um problema associado a metodologia de Busetti e Taylor (2004) é a de que, embora ambas estatísticas sejam convergentes para $T \rightarrow \infty$, a frequência de rejeição do teste sob a hipótese nula H_0 e H_1 são diferentes⁷. Para corrigir esse problema, Harvey et al (2006) propuseram uma modificação na metodologia acima por meio da inclusão de uma pseudo variável a estatística de teste. Essa modificação foi originalmente analisada por Vogelsang (1998) e por Sayginsoy (2003).

A vantagem dessas abordagens decorre da transformação da distribuição limite sobre H_0 e H_1 de forma que elas coincidam assintoticamente para dado ponto. Este ponto sendo o valor crítico assintótico associado a dado nível de significância.

Uma vez que para todas as estatísticas a modificação é a mesma, será então apresentado apenas para o teste MS. Assim, seguindo Vogelsang (1998), a estatística de teste será

⁷ Ver Harvey et al (2006) para uma discussão mais aprofundada

$$MS_m = \exp(-bJ_{1,T})MS \quad (0.7)$$

Em que: b é uma constante e $J_{1,T}$ é uma estatística de Wald vezes T^{-1} para testar a hipótese conjunta de que: $\gamma_{k+1} = \dots = \gamma_9 = 0$ na regressão:

$$y_t = X_t' \beta + \sum_{i=k+1}^9 \gamma_i t^i + w_t \quad (0.8)$$

Com $t = 1, \dots, T$.

Vogelsang (1998) mostra que sob H_0 , como $J_{1,T}$ é $O_p(T^{-1})$ e $\exp(-bJ_{1,T}) \rightarrow_p 1$, então:

$$MS \Rightarrow \int_{\tau_l}^{\tau_u} L_\tau d\tau \equiv N$$

Em que: $K_{[\tau T]} \Rightarrow L_\tau$.

Por sua vez, sob H_1 :

$$J_{1,T} \Rightarrow \frac{\int_0^1 E_{r,\bar{\alpha}}^2 dr}{\int_0^1 F_{r,\bar{\alpha}}^2 dr} - 1 \equiv P_{1,\bar{\alpha}},$$

Em que: $E_{r,\bar{\alpha}}^2$ e $F_{r,\bar{\alpha}}^2$ são respectivamente, resíduos da projeção de $W_{r,\bar{\alpha}}' = \int_0^r e^{(r-s)} dW_s$ sobre $\{X(r)\}$ e $\{X(r), r^{k+1}, \dots, r^9\}$.

Daí,

$$MS_m \Rightarrow \int_{\tau_l}^{\tau_u} L_{\tau,\bar{\alpha}} d\tau \equiv N_{\bar{\alpha}}$$

Decorre então,

$$MS_m \Rightarrow \exp(-bP_{1,\bar{\alpha}})N_{\bar{\alpha}}.$$

Para escolher o valor de b , tome:

$$Pr\{\exp(-bP_{1,\alpha})N_\alpha > \lambda_a\} = Pr(N > \lambda_a) = a$$

Essa escolha de b garante que para dado nível de significância, 100a%, o valor crítico (λ_a) da cauda superior de MS_m , tanto sobre H_0 ou H_1 é idêntico ao valor crítico de MS sob H_0 .

Uma vez que a priori se desconhece a ordem de integração da série, defini-se a estatística:

$$MS_{mmin} = \exp(-bJ_{min})MS$$

Ao se testar H_{10} a estatística apropriada e não modificada é MS^R , todavia a mesma modificação pode ser feita, como no caso acima, donde se obtém:

$$MS_{mmin}^R = \exp(-bJ^R)MS^R$$

Novamente, como se desconhece a mudança de direção da persistência a priori, isto é, se H_{10} ou H_{01} , então defini-se:

$$MS_{mmin}^M = \exp(-b \min[J_{min}, J_{min}^R])MS^M$$

Numericamente, Harvey et al (2006) comparando os testes modificados, min-modificados e não modificados mostram que os min-modificados tem menor distorção de tamanho e

maior poder sob todas as hipóteses possíveis do que os modificados e os não modificados.

Como a priori desconhece-se a verdadeira natureza do comportamento da série de preços, tal teste se apresenta como uma boa possibilidade para a identificar a quebra de persistência nas séries da PPC intranacional.

3.2 Base de dados

Neste trabalho utilizou-se o índice de preços ao consumidor (INPC)⁸ calculado para 9 capitais brasileiras. Essa base encontra-se disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A base de dados tem frequência mensal e inicia-se em 1980 e se estende até 2008.

A partir do índice de preços de cada cidade foi construído o logaritmo dos desvios de preços tomando a cidade de São Paulo como referência:

$$DP_i = \ln(P_i/P_{SP})$$

Alguns estudos tem mostrado que a escolha de uma cidade como referência pode gerar vieses na análise da PPC intranacional. Crucini e Shitani (2008) e Yazgan e Yilmazkuday (2010) são exemplos. Eles empregam métodos econométricos livre da adoção de uma referência.

Aqui optou-se por estabelecer uma referência por alguns motivos. Primeiro, o objetivo do trabalho não é investigar a PPC, mas sim se a mudança de regime monetário é relevante para alterar a persistência dos desvios de preços. Segundo, resultados semelhantes foram encontrados tomando o INPC do Brasil e da média dos INPC das cidades como referência⁹. Terceiro, não optar por uma referência pode ter pouco poder interpretativo. De fato, nossos resultados irão mostrar se houve ou não quebra na persistência dos desvios de preços em relação a cidade mais pujante economicamente do Brasil. Este resultado parece ser mais significativo do que a comparação com uma cidade que não possui tanta relevância econômica como São Paulo.

A tabela abaixo descreve as características descritivas do logaritmo dos desvios de preços das 8 cidades brasileiras, tendo a cidade de São Paulo como referência.

⁸Não optou-se pela utilização do índice de preços ao produtor. O motivo para tanto é que índices de preços ao produtor incluem mais bens transacionáveis que não transacionáveis internacionalmente. Portanto, este índice deve ser mais apropriadamente utilizado quando se compara países com cestas de bens diferentes. Aqui, por se tratar de um estudo intranacional é de se esperar que a cesta de bens de consumo sejam parecidas.

⁹Por concisão tais resultados foram omitidos, porém podem ser disponibilizados caso solicitados aos autores

TABELA 1: Amostra Completa

Cidades	Obs	Média	Desvio Padrão	Min	Max
Belém	331	0.973	0.084	-0.04	0.264
Fortaleza	331	0.121	0.1	0.191	0.314
Recife	331	0.076	0.055	-0.038	0.191
Salvador	331	0.109	0.103	-0.029	0.286
Belo Horizonte	331	0.076	0.079	-0.038	0.237
Rio de Janeiro	331	0.005	0.458	-0.096	0.09
Curitiba	331	0.056	0.072	-0.059	0.224
Porto Alegre	331	0.084	0.09	-0.07	0.245

TABELA 2: Amostra pós plano real

Cidades	Obs	Media	Desvio Padrao	Min	Max
Belem	165	0.028	0.048	-0.04	0.158
Fortaleza	165	0.031	0.036	0.191	0.151
Recife	165	0.03	0.033	-0.038	0.092
Salvador	165	0.018	0.034	-0.029	0.105
Belo Horizonte	165	0.018	0.04	-0.038	0.113
Rio de Janeiro	165	-0.012	0.044	-0.096	0.057
Curitiba	165	-0.003	0.026	-0.059	0.042
Porto Alegre	165	0.007	0.038	-0.07	0.06

TABELA 3: Amostra pré plano real

Cidades	Obs	Média	Desvio Padrão	Min	Max
Belém	166	0.165	0.052	0.042	0.264
Fortaleza	166	0.21	0.054	0.107	0.311
Recife	166	0.121	0.029	0.053	0.191
Salvador	166	0.199	0.06	0.037	0.286
Belo Horizonte	166	0.133	0.064	-0.036	0.237
Rio de Janeiro	166	0.023	0.039	-0.096	0.09
Curitiba	166	0.115	0.051	-0.027	0.224
Porto Alegre	166	0.161	0.055	-0.007	0.245

Fonte: Autor

A análise descritiva é realizada para toda a amostra (tabela 01), para o período pós plano real (tabela 02) e para o período anterior ao plano real (tabela 03). Depreende-se desses resultados alguns observações interessantes. Primeiramente, a média do logaritmo dos desvios de preços entre as cidades brasileiras e a cidade de São Paulo, cidade de referência, apresenta significativa diferença quando se analisa o período anterior e posterior ao plano real. De fato, a média dos desvios é bem menor no período pós plano real. Isso

pode ser um indicativo de que a mudança de regime monetário afetou a arbitragem de preços entre as cidades brasileiras.

Uma outra evidência desse fato pode ser observada com relação aos máximos e mínimos em cada sub-amostra. Os menores valores dos desvios de preços ocorreram no período pós plano real. Por sua vez, as maiores altas ocorreram no período anterior ao plano real. Isso é facilmente percebido ao se notar que a coluna de mínimo para toda amostra é igual a coluna de mínimo para a tabela pós plano real. O mesmo ocorre com a coluna de máximo, porém em comparação com o período anterior ao plano real.

Este fato estatístico pode ser uma indicação de que a persistência dos desvios de preços, desconsiderando a volatilidade cambial e muitas das barreiras internacionais a arbitragem, depende do tipo de regime monetário adotado.

Mais ainda, da literatura internacional sabe-se que períodos inflacionários são mais suscetíveis a validar a PPC (ver Rogoff, 1996). Aqui o resultado parece ser o contrário do fato estilizado internacionalmente, isto é, a PPC tem mais chances de ser validada no período pós inflacionário. Isso decorre da média dos desvios de preços ter sido menor no período pós hiperinflação.

As figuras abaixo mostram o comportamento temporal dos preços relativos ao longo de toda a amostra.

Facilmente percebe-se que durante o período de introdução do plano real houve um forte choque nos preços relativos. Todavia, o impacto causado pela introdução da política de metas de inflação não parece ter produzido um choque tão relevante quanto o plano real.

4. RESULTADOS

Antes de empregar a metodologia de Harvey et al (2006) para verificar a possível quebra de persistência, foi empregado diversos testes de raiz unitária nos desvios de preços. Este exercício preliminar tem dois objetivos. Primeiro, mostrar que a análise da PPC intranacional desconsiderando quebras de persistência pode gerar resultados não coerentes. O segundo motivo, que está diretamente relacionado ao primeiro, é constatar que os testes de raiz unitária tem baixo poder de rejeição diante de quebras estruturais e elevada persistência dos desvios de preços.

São aplicados quatro testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Dickey-Fuller Generalizado (DF-GLS) e KPSS. A tabela abaixo apresenta os quatro testes para todas as cidades consideradas neste trabalho. Os testes são aplicados

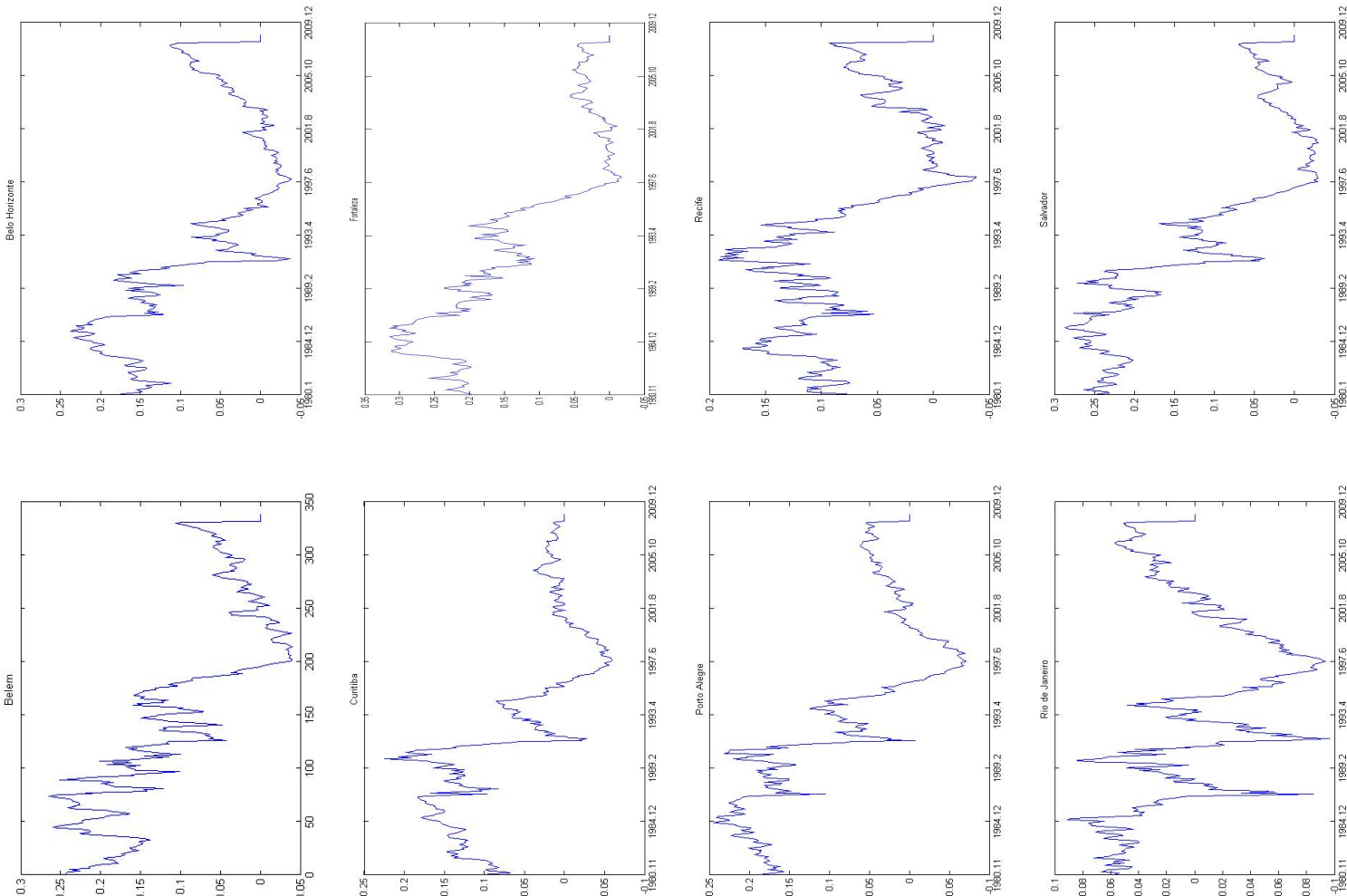


FIGURA 03. Mostra o comportamento do log dos desvios da PPC para todas as sete cidades brasileiras tendo a cidade de São Paulo como referência.
 Fonte: Autor.

em toda a amostra, no pós plano real e no pré plano real.

TABELA 4: Teste DF-GLS

	Amostra Completa	Amostra Pré-1994	Pós-1994
Belem	-2,262	-3,138*	-0,580
Porto Alegre	-1,755	-2,308	-1,070
Recife	-2,112	-3,198*	-0,935
Belo Horizonte	-1,473	-2,089	-0,841
Salvador	-1,605	-2,271	-0,627
Fortaleza	-1,620	-1,767	-0,657
Curitiba	-1,846	-1,714	-1,234
Rio de Janeiro	-1,948	-2,929	-1,372

TABELA 04: Mostra os resultados do teste de estacionaridade de DF-GLS. Os valores criticos sao: 1%=-3.713; 5%=-3.107; 10%=-2.811. Marcado com um asterisco estão os resultados que rejeitaram a hipótese de não estacionaridade a 5%

TABELA 5: Teste ADF

	Amostra Completa	Amostra Pré-1994	Pós-1994
Belém	-1,344	-0,735	-2,445*
Porto Alegre	-1,400	-0,973	-1,028
Recife	-0,758	-0,361	-0,808
Belo Horizonte	-0,942	-0,805	0,640
Salvador	-1,495	-0,970	-2,044*
Fortaleza	-1,259	-0,605	-2,712*
Curitiba	-1,352	-0,878	-1,556
Rio de Janeiro	-2,128*	-2,038*	-0,783

TABELA 05: Mostra os resultados do teste de estacionaridade de ADF. Os valores criticos sao: 1%=-1.614; 5%=-1.950; 10%=-2.592. Marcado com um asterisco estão os resultados que rejeitaram a hipótese de não estacionaridade a 5%

TABELA 6: Teste Phillips-Perron

	Amostra Completa	Amostra Pré-1994	Pós-1994
Belém	-3,780	-1,626	-5,018
Porto Alegre	-2,539	-1,241	-1,795
Recife	-1,907	-0,957	-1,521
Belo Horizonte	-2,618	-1,561	1,501
Salvador	-2,245	-1,005	-4,472
Fortaleza	-1,463	-0,500	-5,708
Curitiba	-3,115	-1,444	-3,454
Rio de Janeiro	-8,818*	-8,474*	-0,893

TABELA 06: Mostra os resultados do teste de estacionaridade de PP. Os valores criticos sao: 1%= -13.612; 5%=-8.000; 10%=-5.700. Marcado com um asterisco estão os resultados que rejeitaram a hipótese de não estacionaridade a 5%

TABELA 7: Teste KPSS

	Amostra Completa	Amostra Pré-1994	Pós-1994
Belem	4.15*	1.59*	0.525*
Porto Alegre	3.98*	1.73*	1.9*
Recife	2.83*	0.512*	1.06*
Belo Horizonte	3.41*	1.77*	2.11*
Salvador	4.65*	1.87*	0.689*
Fortaleza	4.75*	1.65*	0.452
Curitiba	3.72*	0.965*	1.39*
Rio de Janeiro	1.26*	1.22*	2.56*

TABELA 07: Mostra os resultados do teste de estacionaridade de KPSS. Os valores criticos são: 1%= 0.739; 5%=0.463; 10%=0.347. Marcado com um asterisco estão os resultados que rejeitaram a hipótese de estacionaridade a 5%.

Fonte: Autor

Os resultados são pouco conclusivos quanto a estacionariedade pós plano real. De fato,

o teste ADF rejeita a não estacionariedade para as cidades de Belém, Salvador, e Fortaleza, no período pós-plano real. Este resultado não é confirmado por nenhum dos demais testes de não estacionariedade (DF-GLS e PP). Entretanto, o teste de estacionariedade KPSS confirma parcialmente tal resultado, com exceção de Fortaleza.

Embora haja certa confusão nos resultados no período de baixa inflação, no período anterior ao plano real todos os testes confirmam a não estacionariedade das cidades de Belém, Porto Alegre, Recife, Belo Horizonte, Salvador, Fortaleza e Curitiba. As únicas exceções são a cidade do Rio de Janeiro que foi se mostrou estacionária em dois dos testes (ADF e PP) e das cidades de Belém e Recife que rejeitaram a hipótese nula do teste DF-GLS.

Apesar da análise da amostra completa apontar para a não estacionariedade das séries, com exceção do Rio de Janeiro (ADF e PP), este resultado não deve ser considerado como conclusivo uma vez que houve diversas quebras estruturais na amostra, fato que contribui para o baixo poder de rejeição dos testes de raiz unitária.

4.1 Resultados dos Testes de Quebra na Persistência

Dos resultados do teste de quebra de persistência para oito cidades brasileiras foi constatado que existe evidências de quebras na persistência de sete cidades. Apenas a cidade de Belo Horizonte mostrou-se do tipo $I(1)$ para toda a amostra. A tabela abaixo resume os resultados encontrados.

Entretanto, embora haja forte evidências de que ocorreu quebras na persistência dos desvios de preços, a direção da mudança, isto é, de $I(0)$ para $I(1)$ ou vice-versa, não foi homogênea. De fato, cidades como Porto Alegre, Salvador, Belém e Rio de Janeiro alteraram a persistência de $I(0)$ para $I(1)$. Por outro lado, cidades como Curitiba, Recife e Fortaleza também apresentam evidência de quebra estrutural porém de $I(1)$ para $I(0)$.

Esses resultados apontam para algumas conclusões importantes. Primeiro, uma vez controlado a volatilidade da taxa de câmbio e a existência de barreiras comerciais, os desvios de preços alteraram suas persistência num período marcado por fortes modificações nos regimes monetários. Esse é um resultado bastante forte.

De fato, diversos países enfrentam ou enfrentaram mudanças nos regimes monetários. Os exemplos mais claros são os países da União Europeia, quando da introdução do Euro e países latino americanos que enfrentaram problemas relacionados a forte inflação como Brasil, Argentina e México.

Uma vez que o conceito da PPC refere-se a equilíbrios de longo prazo, testar sua validade nesses países desconsiderando os efeitos de mudanças nos regimes monetários pode ser significativamente improfícuo, gerando-se resultados espúrios.

TABELA 8: Teste Harvey et al (2006)

Series	MS		ME		MX		MSR		MER		MXR		MSM		MEM		MXM		Direcao da Quebra	
	M5m	M10m	M5m	M10m	M5m	M10m	M5m	M10m	M5m	M10m	M5m	M10m	M5m	M10m	M5m	M10m	M5m	M10m		M5m
Porto Alegre	8.90		20.20		47.17		25.49		122.56		255.71		25.49		122.56		255.71			H0-H1
	1.06		0.76		3.48		0.02		0.00		0.03		1.04		1.09		4.86			
	0.39		0.20		0.96		0.00		0.00		0.00		0.28		0.21		1.02			
Curitiba	2.93		5.04		17.71		246.98		1207.97		2426.53		246.98		1207.97		2426.53			H1-H0
	0.13		0.04		0.40		104.48		312.02		823.49		66.70		175.36		480.32			
	0.03		0.01		0.06		66.54		175.14		478.54		39.32		89.93		253.90			
Belem	10.82		33.03		76.49		9.35		35.72		81.64		10.82		35.72		81.64			H0-H1
	3.65		6.22		20.22		0.00		0.00		0.00		2.11		3.21		10.81			
	2.19		3.11		10.50		0.00		0.00		0.00		1.09		1.40		4.88			
Recife	15.05		26.10		59.08		2.70		13.83		37.88		15.05		26.10		59.08			H1-H0
	0.00		0.00		0.00		419.07		897.83		2856.44		195.55		337.37		1143.24			
	1.42		0.80		3.15		0.00		0.00		0.00		0.51		0.22		0.92			
Salvador	25.61		81.35		171.64		27.00		152.30		315.20		27.00		152.30		315.20			H0-H1
	0.00		0.00		0.00		37.04		299.11		1115.33		13.32		80.43		326.41			
	0.00		0.00		0.00		13.24		80.20		323.65		3.99		17.55		76.33			
Fortaleza	4.90		8.72		23.45		263.22		6542.81		13096.22		263.22		6542.81		13096.22			H1-H0
	0.01		0.00		0.01		37.04		299.11		1115.33		13.32		80.43		326.41			
	0.00		0.00		0.00		13.24		80.20		323.65		3.99		17.55		76.33			
Belo Horizonte	1.95		2.00		7.91		4.33		7.26		23.28		4.33		7.26		23.28			H1
	0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00			
	0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00		0.00			
Rio de Janeiro	4.38		57.70		125.99		3.61		15.54		41.21		4.38		57.70		125.99			H0-H1
	1.07		6.67		22.60		0.22		0.19		1.23		0.53		2.57		9.25			
	0.55		2.72		9.69		0.05		0.03		0.21		0.23		0.88		3.31			

Fonte: Autor

Segundo, mesmo num ambiente intranacional ainda sim existem barreiras naturais ao comércio, como por exemplo, custo de transporte, integração de comércio entre as cidades etc. Esses fatores podem ter papel relevante para determinar a direção de mudança da persistência da série.

No caso brasileiro em especial, os custos dos transportes perdem relevância como explicação dos resultados diferenciados para a direção da mudança. Isso por que cidades quase que equidistantes a cidade de referência aparecem com mudança de direção em sentidos opostos, como é o caso de Porto Alegre e Fortaleza ou Rio de Janeiro e Curitiba.

Outros dois elementos metodológicos podem ter contribuído para resultados díspares. Primeiro, embora o INPC seja um índice de preços ao consumidor, este pode incluir itens *non tradebles* entre as cidades, como pode ser o caso da construção civil. Segundo, que a escolha de uma cidade como referência pode ter contribuído para a falta de homogeneidade dos resultados. Muito embora ao se escolher uma cidade como referência a interpretação dos resultados seja mais clara.

Assim, os resultados apontam que além da mudança de regime monetário outros fatores podem contribuir para a validade da PPC. O efeito da modificação de regimes monetários para explicar a PPC é encontrado também em Sarno e Valente (2006). Entretanto, neste trabalho buscou-se evitar outros impactos que possam afetar os resultados, como volatilidade cambial e barreiras comerciais internacionais.

5. CONCLUSÕES

Este trabalho objetivou investigar se a mudança de regimes monetários pode contribuir ou não para a validade da PPC. Para tanto, utilizou o Brasil como experimento natural, pois este país sofreu nos últimos trinta anos várias modificações no regime monetário. Buscando isolar os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio e da presença de barreiras comerciais, optou-se por testar a quebra de persistência no âmbito intranacional.

Vários testes de raiz unitária foram aplicados para tentar identificar algum padrão para a PPC intranacional no Brasil. Os resultados do teste ADF, PP, KPSS e DF-GLS foram pouco conclusivos e muitas vezes contraditórios. Essas são limitações comumente conhecida em testes de raiz unitária diante de quebras estruturais e elevada persistência da séries, como é o caso dos desvios de preços das cidades brasileiras.

Assim, foi empregado um teste para verificar se no período de 1980 a 2008 ocorreu mudança na persistência das séries de desvios de preços. De fato, o teste empregado confirmou que a quebra de persistência de sete das oito cidades brasileiras testadas. Apenas a cidade de Belo Horizonte mostrou-se $I(1)$ para toda a amostra.

Entretanto, apesar da evidência de que houve quebra na persistência das demais sete

idades, a direção da mudança não foi homogênea. Cidades como Porto Alegre, Belém, Salvador e Rio de Janeiro modificaram sua persistência de $I(0)$ para $I(1)$. Já as demais cidades, Fortaleza, Recife e Curitiba modificaram-se de $I(1)$ para $I(0)$.

Esses resultados apontam que apesar das modificações nos regimes monetários terem sua relevância na possível alteração da persistência das séries, outros fatores podem ser também preponderantes para determinar a direção da quebra.

Teoricamente, a hipótese aqui testada já havia sido prevista por Benigno (2004). Empiricamente, poucos trabalhos testam essa hipótese. Sarno e Valente (2006) encontram resultados semelhantes. Todavia, os resultados aqui encontrados mostram-se mais robustos por dois motivos. Primeiro por tentar controlar a volatilidade da taxa de câmbio e barreiras comerciais internacionais na explicação do fenômeno. Segundo, por utilizar um teste robusto a diversos tipos de modificações na persistência das séries.

Dessa forma, futuros pesquisadores devem levar em consideração o impacto que modificações nos regimes monetários tem sobre a validade ou não da PPC. Tem sido prática comum testar a PPC em séries longas, visto que a PPC é um conceito de longo prazo. Todavia, tais testes devem ser realizados com maior cuidado pois vários países enfrentaram recentemente mudanças nos regimes monetários, como a união europeia e países latino americanos. Este fato pode alterar a persistência das séries de preços, inviabilizando procedimentos econométricos que não os incorporem.

6. Referências Bibliográficas

ANDREWS, D.W.K. and PLOBERGER, W. Optimal tests when nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, vol. 62, pp. 1383-1414, 1994.

ANDREWS, D.W.K., Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, vol. 61, pp. 821-856, 1993.

ARIDA, P., and LARA RESENDE, A. Inertial inflation and monetary reform. In *Inflation and Indexation*, eds by John Williamson, Washington, D.C. *Institute for International Economics*, 1985.

BANERJEE, A., LUMSDAINE, R. and STOCK, J. Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis: theory and international evidence. *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 10, pp. 271-288, 1992.

BASHER, S., and CARRION-I-SILVESTRE. Measuring Persistence of U.S. City Prices: New Evidence from Robust Tests. *Empirical Economics*, vol. 41, No 03, pp 739-745, 2011.

BENIGNO, Gianluca. Real Exchange Rate Persistence and Monetary Policy Rules. *Journal of Monetary Economics*. v. 51, pp 473-502, 2004.

BURNSTEIN, A., EICHENBAUM, M., REBELO, S. Large Devaluations and the Real Exchange Rate. CEPR Discussion Papers 4810, C.E.P.R. Discussion Papers, 2005.

BUSETTI, F. and TAYLOR, A. M. Tests of stationarity against a change in persistence. *Journal of Econometrics*, vol. 123, pp. 33-66, 2004.

CASTRO, L.B. Esperanca, Frustracao e Aprendizado: A historia da Nova Republica (1985-1989). In: Economia Brasileira Contemporanea, eds by Fabio Giambiagi et al, Elsevier, 2005.

CATI, C. R., GARCIA, M. G. and PERRON, P. Unit root in the presence of abrupt governamental interventions with an applications to brazilian data. *Journal of Applied Econometrics*. vol.14, pp. 27-56, 1999.

CHARI, V., KEHOE, P. J., McGRATTAN, E. Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?, *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, vol. 69, No 3, pages 533-563, 2002.

CHIQUIAR, D., NORIEGA, A. and RAMOS-FRANCIA, M. A time series approach to test a change in inflation persistence: the mexican experience. Banco de Mexico Working Paper, No 2007-01, 2007.

CRUCINI, M. and SHINTANI, M. Persistence in law-of-one-price deviations: Evidence from micro-data. Working Paper, Department of Economics, *Vanderbilt University*, 2008.

DE LONG, J.B. and SUMMERS, L.H. How does macroeconomic policy affect output? *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp. 433-494, 1988.

DRINE, I., RAULT, C. Purchasing Power Parity for developing and developed countries. What can we learn from non-stationary panel data models. *Journal of Economic Surveys*, vol. 22, pp 752-773, 2008.

ENGEL, C., ROGERS, J. H., How wide is the border? *American Economic Review*, vol. 86 No 5, pp 1112-1125, 1996.

FRANCO, G. H. The real plan and the exchange rate. *Essays in International Finance*, No 217, Princeton University, Apr, 2000.

FROOT, K A., ROGOFF, K. Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchanges Rates. In: Handbook of International Economics, v. 3, ed. Grossman e Rogoff, Amsterdam. 1995.

GARCIA, R. and PERRON, P. An analysis of the real interest rate under regime shifts. 1996.

GIAMBIAGI, F., VILELA, A., BARROS, L. e HERMANN, J. Economia Brasileira Contemporanea. Ed. Campus, Rio de Janeiro, 2005.

GOPINATH, G., AGUIAR, M. Emerging Market Business Cycles: the Cycle is the trend. *Journal of Political Economy*, vol. 115, pp 69-102, 2007.

HALUNGA, A. OSBORN, D. SENSIER, M. Do breaks matter when testing the order of integration? Evidence from G7 and Euro area inflation. Working Paper, 2008.

HANSEN, B. Testing for structural change of unknown form in models with nonstationary regressors. Mimeo, department of economics, *Rochester University*, 1991.

HARVEY, D., LEYBOURNE, S. and TAYLOR, A. M. Modified tests for change in persistence. *Journal of Econometrics*, vol. 134, pp. 441-469, 2006.

HOLANDA BARBOSA, F., and McNEILS, P. Indexation and inflationary inertia: Brazil 1964-1985. *The World Bank Economic Review*, vol. 3 No. 3, pp. 339-357, 1990.

KIM, J. Detection of change in persistence of a linear time series. *Journal of Econometrics*, vol. 95, pp. 97-116, 2000.

KIM, J., BELAIRE FRANCH, J. and AMADOR, R. Corrigendum to "Detection of change in persistence of a linear time series". *Journal of Econometrics*, vol. 109, pp.389-392, 2002.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P., and SHIN, Y., Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-178, 1992.

LEYBOURNE, S., KIM, T. H., TAYLOR, A.M. Unbiased Tests for a change in persistence. Working Paper 04-19. Department of Economics, University of Birmingham, 2004.

MISHKIM and POSEN MODIANO, The cruzado first attempt: the brazilian stabilization program of 1986. In *Inflation Stabilization*, eds. M. Bruno, R. Dornbush, S. Fisher, G. D. Tella. MIT Press, Cambridge, 1988.

PAPELL, D. and PRODAN, R. Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Change. *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 1329-1349, 2006.

PAPELL, D., CULVER, S. Long-Run Purchasing Power Parity with Short-Run Data: Evidence with a null hypothesis of stationarity. *Journal of International Money and Finance*, pp 751-768, 1999.

PHILLIPS, P.C.B., and PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, vol. 75, pp. 335-346, 1988.

ROGOFF, K. The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*. vol. 34 No. 2, pp. 647-668, 1996.

SARNO, L., VALENTE, G. Deviations from Purchasing Power Parity under different exchange rate regimes: Do they revert and, if so, how? *Journal of Banking and Finance*, vol. 30, No 11, pp 3147-4169, 2006.

- SAYGINSOY, O. Powerful and serial correlation robust test of the economic convergence hypothesis. Working Paper, Department of Economics, Cornell University, 2003.
- STOCK, J.H. and WATSON, M. Evidence on structural instability in macroeconomic time series relations. NBER Working Paper No 164, Sep, 1994.
- TAYLOR, A., TAYLOR, MARK. The Purchasing Power Parity Debate. *Journal of Economic Perspectives*. vol 18. No 4, pp-135-158, 2004.
- TAYLOR, M., SARNO, L. Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate. *IMF Staff Papers*, vol. 49, No 1, pp. 65-105, 2002.
- VOGELSANG, T. J. Trend function hypothesis testing in the presence of serial correlation. *Econometrica*, vol. 66, pp. 123-148, 1998.
- YAZGAN, M and YILMAZKUDAY, H. Price-Level Convergence: New evidence from U.S. Cities. Working Paper 10-11, Department of Economics, *Temple University*, 2010.

Capítulo II: Evidência de Quebra Estrutural nos Fatores

Dinâmicos para a Taxa de Câmbio

1. Introdução

Desde o quebra cabeça de Messe-Rogoff (Messe e Rogoff (1988) e Obstfeld e Rogoff (2000)) os pesquisadores tem buscado modelos que prevejam melhor a taxa de câmbio do que modelos do tipo passeio aleatório. A suposição de que a melhor previsão para a taxa de câmbio decorre de processos do tipo ruído branco, indica que os fundamentos da economia tem pouco efeito sobre a previsibilidade da taxa de câmbio.

Em particular, o uso de modelos fatoriais tem ganhado força recentemente na previsão da taxa de câmbio. A vantagem desses modelos como afirmado por Stock e Watson (2002, 2009, 2010) é de que a estimação de fatores comuns diminui a dimensão do previsor aumentando com isso sua capacidade de previsão.

Basicamente, a estratégia adotada recentemente tem sido a de extrair os fatores comuns da taxa de câmbio e combinar tais fatores estimados com fundamentos econômicos¹⁰ para obter previsões mais acuradas do que modelos do tipo passeio aleatório.

Engel, Mark e West (2012) comparam modelos de previsão fatoriais adicionados de fundamentos contra modelos do tipo passeio aleatório. Eles descobriram que para horizontes de previsão longos (8 a 12 trimestres) a presença de fatores ter melhor performance de previsão no período entre 1999 a 2007. Entretanto, entre 1991 a 1998, o modelo passeio aleatório tem maior poder de previsão.

Esses resultados podem indicar que embora os modelos fatoriais melhorem a previsão, especialmente para horizontes temporais mais longos, instabilidades temporais podem prejudicar os resultados em horizontes curtos. Dessa forma, pode ser que a introdução de quebras estruturais ajude aos modelos fatoriais a prever melhor em ambos os períodos.

McGrevy et al (2012) usa modelos fatoriais para a previsão da taxa de câmbio em 23 países entre 1999 a 2010. O modelo fatorial estimado teve três fatores que foram identificados pelas taxas de câmbio euro/dólar, franco-suíço/dólar, e yen/dólar, como contrapartes empíricas. Isso significa que o movimento dessas três taxas de câmbio explicam a maior parte do comportamento da taxa de câmbio dos 23 países considerados.

Uma hipótese subjacente a tais artigos, entretanto, decorre da ausência de instabilidades nos fatores de carga dos modelos fatoriais. Ou seja, tais autores assumem que

¹⁰Os fundamentos geralmente utilizados são: regra de Taylor, política monetária e paridade do poder de compra.

os fatores de carga dos modelos fatoriais, sejam dinâmicos ou estáticos, não estão sujeitos a quebra estrutural. Todavia, tal hipótese se torna inadequada diante de eventos econômicos como crises financeiras internacionais, que são marcados por fortes choques na taxa de câmbio. De fato, durante o período considerado pelos artigos acima houve dois períodos de extrema instabilidade, as crises financeiras nos países emergentes, entre 1994 a 2000 ¹¹ e a crise do subprime em 2008.

Instabilidades nos fatores de carga tem sido apontado como um elemento que pode prejudicar a performance da previsão baseada em fatores. Banerjee, Marcellino e Masten (2007) mostram por simulação e por aplicações empíricas a Eslovênia e a Zona do Euro que tais instabilidades nos fatores de carga são determinantes para a performance de modelos fatoriais.

Del Negro e Otrok (2008) usam um modelo fatorial dinâmico com instabilidade dos fatores de carga para avaliar a evolução dos ciclos de negócios internacionais após Breton Woods para 19 países. Eles encontraram evidências que o modelo com quebra estrutural captura melhor o comovimento do produto para esses países.

Apesar da evidência dos autores acima sobre a importância da instabilidade dos fatores de carga para a previsão, Stock and Watson (2009) e Bates et al (2012) por sua vez argumentam que nem toda quebra estrutural nos fatores de carga de DFM's é relevante para performance de previsão. Eles mostram que se a quebra estrutural é pequena e independente entre os países o efeito sobre a previsão é inócuo.

Assim, cabe indagar se há indícios de que choques causados pelas crises financeiras são pequenos e independentes cross-sectionalmente. Períodos de crises financeiras são marcados por enorme instabilidade das taxas de câmbio ¹².

Além disso, existem fortes indícios de que as crises financeiras se espalham entre os países, contágio financeiro, fazendo com que tais quebras estruturais não sejam independentes (EICHENGREEN et al (1996), FORBES (2012)). Forbes e Rigobon (2002) e Corsetti et al (2005, 2011) entre outros definem contágio financeiro como o aumento de correlação entre o retorno das bolsas de valores de dois países durante as crises financeiras. Assim, existindo contágio financeiro, os choques causados pelas crises financeiras não seriam independentes entre os países.

Mas ainda, a despeito das crises financeiras, recentemente alguns autores tem mostrado que modelos de previsão de taxa de câmbio tem resultados mais satisfatórios quando se

¹¹As crises e suas respectivas datas foram: México (1994), Tigres Asiáticos (1998), Brasil (1999), Rússia (1999) e Argentina (2001).

¹²Ver Kohler (2010), Weber and Wyplosz (2009), Coudert et al (2010) and Morales Zumaquero and Sosvilla-Rivero (2014)

considera instabilidades dos parâmetros ¹³.

Como afirmado por Breitung and Eickmeier (2011), a partir de agora BE, e Gianonni (2007) a performance de modelos de previsão pode ser seriamente afetada por grandes quebras que acontecem naturalmente na economia mundial. Ou seja, traduzindo ao nosso contexto, crises financeiras podem gerar instabilidade suficiente sobre as taxas de câmbio de forma que a previsão sem a consideração de quebras estruturais pode ser prejudicada.

Este trabalho, portanto, tem o objetivo de responder a seguinte questão: as crises financeiras nas últimas duas décadas causaram quebras estruturais nos fatores de carga dos modelos fatoriais dinâmicos para a taxa de câmbio? Para responder a tal pergunta, será utilizado dois testes estatísticos recentemente desenvolvidos para identificar instabilidades nos fatores de carga de DFM, o teste BE e o teste de Chen, Dolado e Gonzalo (2014), doravante CDG. Será utilizado uma amostra de 38 países, entre emergentes e avançados, no período de 1991 a 2013, com dados mensais.

Espera-se que tais testes indiquem a presença de instabilidades nos fatores de carga de modelos fatoriais estimados a partir da taxa de câmbio. Isso seria uma primeira evidência de que a utilização de tais técnicas para a previsão da taxa de câmbio requer um tratamento mais adequado da instabilidade na sensibilidade dos fatores, especialmente, diante de períodos de turbulência, como as crises financeiras.

Além desta pequena introdução, o artigo está dividido nas seguintes seções. Na próxima seção será discutido as evidências de quebras estruturais sobre os modelos de taxa de câmbio e modelos fatoriais durante crises financeiras. Na seção três será apresentado os dois testes utilizados neste artigo, bem como será discutido suas vantagens e desvantagens em relação a outros testes disponíveis na literatura. Na seção quatro será discutida a amostra utilizada neste artigo. A seção cinco apresenta os resultados da aplicação dos dois testes e a seção seis conclui e discute os principais resultados encontrados.

2. Algumas evidências para presença de instabilidade nos fatores de carga

Nesta seção será discutido a interpretação de quebra estrutural nos fatores de carga de modelos fatoriais dinâmicos e por que crises financeiras podem gerar instabilidades na sensibilidade desses fatores.

Considere o seguinte DFM:

$$E_t = \Lambda F_t + u_t \quad (0.9)$$

¹³Bacchetta e Van Wincoop (2009), Sarno e Valente (2009), Rossi (2006), Chen, Rogoff e Rossi (2010)

Onde E_t é um vetor de variáveis observáveis $N \times 1$, $\Lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_N)'$ é uma matriz de cargas fatoriais $N \times r$, em que r é o número de fatores comuns, $F_t = (F_{1t}, \dots, F_{rt})'$ é um vetor $r \times 1$ de fatores comuns e u_t é um vetor $N \times 1$ de erro idiossincráticos. A variável observável E_t , representa o log da taxa real de câmbio para o país $i=1, \dots, N$ no tempo $t=1, \dots, T$.

Será assumido que existirá uma única quebra estrutural no fator de carga na data τ

$$E_t = \Lambda f_t + u_t \quad t = 1, \dots, \tau$$

$$E_t = \Psi f_t + u_t \quad t = \tau + 1, \dots, T$$

Onde, $\Psi = (\psi_1, \dots, \psi_N)'$ é o novo fator de carga após a quebra estrutural. Será suposto a existência de dois tipos de quebras, as grandes e as pequenas quebras. Em essência, isto significa afirmar que a matriz $C = \Psi - \Lambda$, que representa a diferença entre os fatores antes e depois da quebra, converge para uma matriz cujos elementos ou convergem a zero ou são finita, independente de N e T ¹⁴.

Depreende-se que a ocorrência ou não de quebra estrutural e a intensidade da quebra sobre os fatores de carga decorre da especificidade de cada país considerado, visto que a presença de grandes quebras faz com que a diferença entre os coeficientes da pré e pós quebra seja finita, mas não necessariamente igual. Isto implica que dependendo da situação a que se encontra cada país, pode ser que ocorra ou não uma quebra estrutural e esta seja mais ou menos intensa e persistente. Dito de uma maneira diferente, a existência da quebra, sua intensidade e persistência são dependentes das condições econômicas subjacentes a cada país e da forma pela qual as crises financeiras se espalham entre os países.

De fato, existe muitas evidências na literatura sobre estes fatos. Fratzcher (2009) examinando os efeitos da crise financeira de 2008 sobre a taxa de câmbio conclui que o efeito da crise depende de três fatores. Dívidas financeiras vis-à-vis os EUA, reservas internacionais¹⁵ e tamanho da conta corrente dos países.

Obstfeld et al (2009) por outro lado mostram que o tamanho das reservas internacionais relativo ao agregado monetário M2 é estatisticamente significativo para determinar o efeito de apreciação ou depreciação da taxa de câmbio durante a crise financeira de 2008. Do contrário, a balança de conta corrente e dívidas de curto prazo dos países não se mostraram significantes. Interessante que tais resultados são evidenciados para países emergentes e avançados.

Gourinchas e Obstfeld (2012) argumentam que a expansão do crédito doméstico e a de-

¹⁴CDG define quebras grandes como $C = \Psi - \Lambda \rightarrow M < \infty$, quando N e $T \rightarrow \infty$

¹⁵De fato, Fratzcher (2009) afirma que países com a razão reservas internacionais em relação ao GDP abaixo da média das reservas internacionais de todos os países, depreciaram em relação ao dólar em 23%. Por outro lado, países com esta razão superior à média mundial, depreciaram apenas 7%.

preciação da taxa de câmbio são previsores robustos e significantes de crises financeiras para países emergentes e avançados. Todavia, especificadamente para os países emergentes a reservas internacionais são especialmente relevantes para a redução da probabilidade de crises financeiras.

Dessa forma, pode-se perceber que o efeito sobre a taxa de câmbio é específico de cada país, uma vez que os autores acima apontam que durante as crises financeiras a quantidade de reservas internacionais é determinante para a depreciação ou não da taxa de câmbio.

Contudo, isso não é suficiente para quebras estruturais nos fatores de carga de DFM. Como argumentado por Stock e Watson (2002) e Bates et al (2012) caso a quebra estrutural seja independente entre os países, o efeito sobre a performance de previsão é insignificante. Além disso, pequenas quebras nos fatores de carga tem efeito também inócuo.

Por fim, resta argumentar por que as crises financeiras não geram impactos independentes entre os países. A teoria do contágio financeiro assevera que os choques causados pelas crises financeiras espalham-se entre os países. Isso significa afirmar que se utilizarmos a depreciação da taxa de câmbio como representante da contágio ¹⁶, então, existem canais que fazem com que choques depreciem as taxas de câmbio em outros países.

Forbes (2012) identificou quatro canais de transmissão de choques: comércio internacional, canal bancário, alterações nos portfólios dos investidores. O comércio internacional de fato é um dos principais canais de transmissão de choques, como atestado em diversos trabalhos Forbes e Rigobon (2002), Pristker (2000) Claessens e Forbes (2004). Diante de uma crise financeira em que há uma redução da demanda internacional, os países que ofertam bens no mercado mundial sofrem uma redução na balança comercial, que desvaloriza a taxa de câmbio em busca de retomar o equilíbrio.

Por sua vez, bancos alteram suas linhas de crédito e liquidez diante de crises financeiras internacionais. Esse efeito se dá pela redução das transações interbancárias de empréstimos entre bancos locais e estrangeiros. Outro efeito interessante do canal bancário decorre da intensificação das crises financeiras devido as próprias características do sistema bancário, como em Acharya et al (2011), Shin (2012) e Greenwood et al (2011).

O canal dos portfólios dos investidores baseia-se principalmente na ideia de que havendo uma crise financeira o retorno dos investimentos se reduzem e os investidores são obrigados a rever seus portfólios, de acordo com os modelos VaR, ¹⁷. Assim, ao reavaliarem suas

¹⁶Forbes (2012), Eichengreen et al (1996), Caramazza et al (2004)

¹⁷ver Gelos (2011)

previsões sobre ganhos futuros nos mercados pós crise, os investidores podem transmitir um choque para outros países.

Por fim, o canal *wake up calls* afirma que as crises financeiras alteram as informações disponíveis para os investidores com relação ao risco, como em Fratzcher (2009) e Didier et al (2010). Nesse tipo de canal, os investidores reavaliam os riscos de investimentos em certos países, devido a ocorrência de crises financeiras em outros países com fundamentos semelhantes

Assim, fica claro que os choques causados pelas crises financeiras não são independentes entre os países. Pelo contrário, existem diversos canais pelos quais as crises se espalham entre os países aumentando assim o seu efeito global.

Esta seção serviu para mostrar que modelos fatoriais para a taxa de câmbio podem sofrer bastante em termos de previsibilidade diante de crises financeiras. Isso por que, crises financeiras podem provocar choques grandes, interdependentes e específico nos países. Portanto, a apresenta-se como natural modelar a instabilidade na taxa de câmbio através da instabilidade nos fatores de carga de modelos fatoriais, visto que apresentam características semelhantes.

3. Testes para quebra estrutural nos fatores de carga

Diversos testes tem sido propostos para examinar quebras estruturais nos fatores de carga de modelos fatoriais dinâmicos. Destacam-se nessa literatura os artigos de Breitung and Eickmeier (2011), Han and Inoue (2012), Chen, Gonzalo e Dolado (2014) e Corradi and Swanson (2013), Cheng, Liao and Schorfheide (2013), Yamamoto and Tanaka (2013).

Este trabalho utilizará os testes de Breitung and Eickmeier (2011) e Chen, Gonzalo e Dolado (2014) para identificar a presença de instabilidades nos fatores de carga de DFM's. A escolha destes testes deveu-se a dois critérios. Primeiro, considerou-se a qualidade dos testes, mensurada pelo poder e pelo tamanho dos testes em simulações. Especialmente, o teste CDG apresenta semelhante qualidade frente a testes do tipo de Han and Inoue (2011). Além disso, foi considerado também a simplicidade computacional. No caso, o teste CDG é bem mais simples de se calcular que o teste de Han and Inoue e apresenta qualidades semelhantes.

O teste BE por sua vez, além de apresentar qualidades interessantes é o único dos testes que permite a escolha da data da quebra a priori. Como será visto mais abaixo a combinação destes dois testes é poderosa para identificar se as crises financeiras representam quebras estruturais nos fatores de carga dos modelos fatoriais dinâmicos para a taxa de câmbio

3.1 O teste BE

A primeira tentativa de se criar um teste para identificar a presença de instabilidades nos fatores de carga de DFM foi proposta por Breitung and Eickmeier (2011). Trata-se de um teste do tipo de Chow em que se é comparado os resíduos dos antes e depois da possível data da quebra. A data da quebra estrutural é exogenamente escolhida, isto é, deve ser conhecida a priori.

Considere o DFM como em (1). Dado T^* como a possível data da quebra, o comportamento dos fatores de carga serão:

$$\lambda_{it} = \lambda_i \text{ para } t = 1, \dots, T^* \text{ and } \lambda_{it} = \lambda_i + b \text{ para } t = T^* + 1, \dots, T.$$

A hipótese nula do teste é dada por:

$$H_0 : \lambda_i^{(1)} = \lambda_i^{(2)}$$

BE propôs então o usual teste do tipo de Chow. Considere o princípio da razão de verossimilhança aplicada a i -ésima variável, como

$$lr_i = T[\log(S_{0i}) - \log(S_{1i} + S_{2i})]$$

Em que:

$$S_{0i} = \sum_{t=1}^T (E_{it} - \hat{f}_t' \hat{\lambda}_i)^2$$

$$S_{1i} = \sum_{t=1}^{T^*} (E_{it} - \hat{f}_t' \hat{\lambda}_i^{(1)})^2$$

$$S_{2i} = \sum_{t=T^*+1}^T (E_{it} - \hat{f}_t' \hat{\lambda}_i^{(2)})^2$$

BE propôs então o usual teste do tipo de Chow. Considere o princípio da razão de verossimilhança aplicada a i -ésima variável, como

$$LR^* = \frac{(\sum_{i=1}^N lr_i) - rN}{\sqrt{2rN}}$$

Onde r é o número de fatores.

BE mostrou que este teste tem uma distribuição assintótica padrão sob a hipótese nula. De fato, $lr_i \sim \chi_r^2$ se adicionarmos a hipótese de que u_{it} é independente de u_{jt} para todo $i \neq j$, então a distribuição estatística do teste *pooled* é a normal padrão.

No caso em que o erro tem um comportamento dinâmico, o teste não muda substancialmente. De fato, a diferença é o uso de um estimador consistente a autocorrelação e a heteroscedasticidade (HAC) para obtenção dos lambdas em cada sub-amostra. A principal vantagem deste teste é a possibilidade de se controlar a data da quebra. Isso é importante, principalmente, quando se tem uma possível data como forte candidata. Este é o caso deste artigo, pois assume-se que crises financeiras proporcionam instabilidades nos fatores de carga dos DFM.

Por sua vez, a principal desvantagem está na hipótese de independência cross-sectional. Isto significa em afirmar que o único componente que estabelece correlação entre os países são os fatores estimados.

3.2 O teste de CDG

CDG propuseram um teste simples e poderoso para identificar a presença de quebras estruturais nos fatores de carga de DFM. Tal teste é baseado na hipótese de que se existe uma quebra estrutural nos fatores de carga, então é possível representar tal estrutura fatorial como ausente de quebras estruturais, porém com fatores comuns adicionais.

Uma vantagem deste teste está na identificação de grandes quebras. De fato, CDG separaram as instabilidades nos fatores de carga em dois tipos: as quebras pequenas, que convergem para zero quando N e T tendem ao infinito e as quebras grandes, que afetam os fatores de carga independentemente do tamanho de N e T.

O teste de CDG tem outra vantagem, é computacionalmente simples. Considere F_{1t} como o fator com maior autovalor e F_{-1t} como o resto dos fatores estimados. Considere também a seguinte regressão auxiliar F_{1t} contra F_{-1t} .

$$\hat{F}_{1t} = \alpha_2 \hat{F}_{2t} + \dots + \alpha_{i1} \hat{F}_{it} + \dots + \alpha_k \hat{F}_{kt} + \xi_t$$

O teste de CDG consiste em verificar se existe quebra estrutural nos coeficientes $\alpha = [\alpha_2, \dots, \alpha_k]'$. Se uma quebra for identificada, então rejeita-se a hipótese nula de ausência de grandes quebras.

$$L(k) = \frac{T}{k_1 k_2} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{F}_{-1t} \hat{\xi}_T \right)' \hat{S}^{-1} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{F}_{-1t} \hat{\xi}_t \right)$$

A estatística de teste é baseada no *sup-Wald* testes no sentido de Andrews (1993):

$$\sup L(k) = \sup_{k_1 \leq k \leq k_2} \frac{T}{k_1 k_2} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=k_1}^{k_2} \hat{F}_{-1t} \hat{\xi}_T \right)' \hat{S}^{-1} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=k_1}^{k_2} \hat{F}_{-1t} \hat{\xi}_t \right)$$

Onde $k_1 = 1 - k_2$ e $k_1 \in [0, 1]$

Os autores demonstraram que assintoticamente a distribuição do teste sob a hipótese nula converge para χ_{r-1}^2 .

Ao contrário do teste BE, o teste de CDG não assume a priori uma data para a quebra. Ou seja, esta é obtida endogenamente no teste. Isso é importante pois vai servir para indicar, caso haja quebras estruturais, qual a data que proporcionou o maior impacto.

Neste artigo, portanto, será utilizado estes dois testes, o teste BE e o teste CDG para verificar a presença de grandes quebras nos fatores de carga de DMF da taxa de câmbio. É importante ressaltar, como apontam Giacomini e Rossi (2006) e Rossi (2005, 2012), a presença de quebras estruturais é a principal causa de instabilidades na previsão. Ou seja, diante de tais quebras estruturais, os resultados de previsão *in sample* podem ser diferentes dos *out-sample*.

4. Dados

Os dados utilizados neste artigo são a taxa de câmbio real em relação ao dólar norte americano, entre 1991 a 2013, com frequência mensal. Foram estudados 38 países entre

emergentes e avançados. A base de dados foi separada em duas sub-amostras para não relacionar os dois períodos de crises financeiras analisados. A primeira sub-amostra inicia-se em 1991 até 2001. A segunda inicia-se em 2001 e estende-se até 2013. Em cada sub-amostra os países serão divididos em amostra completa (38 países), emergentes (14 países) e avançados (24 países).¹⁸

As tabelas abaixo mostram as estatísticas descritivas para cada sub-amostra.

TABELA 1: Países Avançados 1991-2001

	Média	Desvio Padrão	Min	Max
AUS	-0.373	0.126	-0.654	-0.179
AUT	-0.060	0.104	-0.278	0.130
BEL	-0.091	0.118	-0.330	0.108
CAN	-0.273	0.171	-0.590	0.037
DNK	-0.138	0.089	-0.333	0.022
FIN	-0.017	0.144	-0.267	0.326
FRA	-0.056	0.116	-0.310	0.119
DEU	-0.005	0.129	-0.279	0.221
GRC	-0.226	0.089	-0.424	-0.091
ISR	-0.006	0.062	-0.149	0.091
ITA	-0.102	0.132	-0.330	0.210
IRL	-0.197	0.115	-0.431	-0.004
JPN	0.055	0.133	-0.228	0.421
KOR	0.111	0.182	-0.395	0.352
LUX	-0.100	0.108	-0.313	0.075
NLD	-0.119	0.103	-0.329	0.070
NZL	-0.218	0.146	-0.546	-0.001
PRT	-0.156	0.081	-0.317	-0.011
SWE	0.092	0.167	-0.266	0.415
CHE	-0.137	0.106	-0.337	0.085
ESP	-0.165	0.126	-0.377	0.094
GBR	-0.031	0.065	-0.155	0.126

¹⁸Os países selecionados foram: Austrália, Áustria, Bélgica, Canada, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Israel, Itália, Coreia do Sul, Luxemburgo, Holanda, Nova Zelândia, Portugal, Suécia, Suíça, Espanha, Grã-Bretanha, Argentina, Brasil, China, Chile, República Checa, Índia, Indonésia, Malásia, México, Polónia, Singapura, Tailândia e Turquia.

TABELA 2: Países Avançados 2002-2013

	Média	Desvio Padrão	Min	Max
AUS	-0.156	0.214	-0.618	0.169
AUT	-0.049	0.089	-0.286	0.084
BEL	-0.061	0.104	-0.331	0.093
CAN	-0.144	0.190	-0.589	0.122
DNK	-0.069	0.098	-0.329	0.079
FIN	-0.039	0.083	-0.272	0.107
FRA	-0.055	0.092	-0.313	0.096
DEU	-0.041	0.085	-0.283	0.110
GRC	-0.100	0.124	-0.418	0.086
ISR	-0.112	0.115	-0.273	0.113
ITA	-0.053	0.096	-0.329	0.090
IRL	-0.051	0.127	-0.408	0.192
JPN	-0.104	0.104	-0.292	0.101
KOR	0.029	0.117	-0.278	0.223
LUX	-0.063	0.101	-0.320	0.089
NLD	-0.054	0.091	-0.315	0.080
NZL	-0.066	0.158	-0.506	0.164
PRT	-0.054	0.097	-0.315	0.088
SWE	-0.016	0.098	-0.252	0.146
CHE	-0.090	0.129	-0.318	0.265
ESP	-0.076	0.118	-0.379	0.088
GBR	0.050	0.086	-0.185	0.220

TABELA 3: Países Emergentes 1991-2001

	Média	Desvio Padrão	Min	Max
ARG	0.413	0.030	0.357	0.495
BRA	-0.760	0.151	-1.093	-0.477
CHN	-0.220	0.072	-0.486	-0.101
CHL	-0.121	0.095	-0.422	0.050
CZE	-0.643	0.117	-0.972	-0.485
IND	-0.068	0.098	-0.219	0.188
IDN	-0.533	0.308	-1.516	-0.292
MYS	0.025	0.172	-0.318	0.221
MEX	-0.076	0.127	-0.485	0.123
POL	-0.383	0.119	-0.724	-0.153
SGP	-0.070	0.088	-0.271	0.061
ZAF	-0.015	0.192	-0.551	0.232
THA	-0.184	0.163	-0.619	-0.001
TUR	-0.235	0.193	-0.620	0.149

TABELA 4: Países Emergentes 1991-2001

	Média	Desvio Padrão	Min	Max
ARG	-0.034	0.088	-0.353	0.352
BRA	-0.327	0.360	-1.173	0.186
CHN	-0.106	0.160	-0.308	0.168
CHL	-0.109	0.152	-0.425	0.109
CZE	-0.161	0.191	-0.539	0.129
IND	-0.083	0.087	-0.242	0.080
IDN	-0.272	0.266	-0.806	0.085
MYS	-0.091	0.101	-0.235	0.085
MEX	-0.013	0.072	-0.258	0.154
POL	-0.093	0.134	-0.337	0.224
SGP	-0.080	0.139	-0.280	0.161
ZAF	-0.167	0.172	-0.712	0.099
THA	-0.134	0.174	-0.438	0.135
TUR	-0.099	0.128	-0.496	0.140

Fonte: Autor

Depreende-se das tabelas que países emergentes tiveram uma desvalorização frente ao dólar muito maior que os países avançados na amostra entre 1991 a 2001. Isto não se trata de uma surpresa, pois como argumentam Gourinchas e Obstfeld (2012), os países emergentes além de serem o epicentro de crises financeiras internacionais na década de 1990, sofriam com o contínuo rebalço de portfólios e a possibilidade de *wake up calls* por parte dos investidores.

Surpreende o fato de essa desvalorização média ter sido maior entre os emergentes em relação aos avançados também na amostra 2001-2013. Uma possível hipótese para tal fato decorre do epicentro da crise ter ocorrido num país avançado, EUA, o que pode ter provocado um impacto menor em países semelhantes. Ou seja, caso fosse adotado uma outra medida como referência monetária, além do dólar, o resultado poderia ser diferente.

Em termos de volatilidade, os países avançados mantiveram uma média constante em ambas as sub-amostras. Por outro lado, os países emergentes aumentaram sua volatilidade média em relação aos países avançados e em relação a amostra 1991-2011.

5. Resultados

As duas tabelas abaixo resumem os resultados para a aplicação dos teste BE e CDG para as sub-amostras, completa, países avançados e países emergentes. Entre 1991-2001 e 2001-2013.

TABELA 5: Teste BE

Data da Quebra	Amostra	Completa	Avançados	Emergentes
Dec-1994	1991-2001			
	r=2	19684.339 0.000	13204.514 0.000	7020.622 0.000
	r=3	19842.965 0.000	13520.476 0.000	7148.063 0.000
	r=4	20158.149 0.000	13730.191 0.000	7368.244 0.000
	r=5	20655.132 0.000	14295.736 0.000	7665.045 0.000
Jul-1997	r=2	19768.715 0.000	13316.313 0.000	7034.555 0.000
	r=3	19998.838 0.000	13611.983 0.000	7205.699 0.000
	r=4	20285.180 0.000	13824.958 0.000	7375.060 0.000
	r=5	20720.348 0.000	14505.111 0.000	7627.748 0.000
Jan-1999	r=2	19484.193 0.000	13195.042 0.000	6845.063 0.000
	r=3	19673.147 0.000	13491.558 0.000	7005.553 0.000
	r=4	19971.997 0.000	13694.165 0.000	7235.591 0.000
	r=5	20339.575 0.000	14314.920 0.000	7466.326 0.000
Set-2008	2002-2012			
	r=2	21599.312 0.000	14717.902 0.000	7490.710 0.000
	r=3	22059.818 0.000	15201.001 0.000	7825.291 0.000
	r=4	22549.404 0.000	16090.288 0.000	8015.298 0.000
	r=5	22803.158 0.000	16380.014 0.000	8200.782 0.000

Fonte: Autor

TABELA 6: Teste CDG

Numero de Fatores	τ Estimado	1991-2001	2002-2012	τ Estimado
r=2	Amostra Completa			Amostra Completa
	Jun-92	0.000	0.000	Nov-07
		5.556	5.989	
	r=3	1987.993	4991.724	Out-07
		0.000	0.000	
r=4	Jun-95	15832.899	12258.017	Jul-08
		0.000	0.000	
r=5	May-96	17926.230	231169.532	Jan-09
		0.000	0.000	
r=2	Países Avancados			Países Avancados
	Set-91	0.000	0.000	Nov-2009
		6.906	6.097	
	r=3	9912.698	0.000	Nov-2009
		0.000	7.007	
r=4	Jun-95	155486.758	54186.509	Ago-2009
		0.000	0.000	
r=5	Jul-97	578414.028	555615.337	Mar-2003
		0.000	0.000	
r=2	Países Emergentes			Países Emergentes
	Mar-96	0.000	0.000	Jan-2008
		8.134	7.700	
	r=3	4532.564	11374.535	Jan-2006
		0.000	0.000	
r=4	Jun-93	20040.585	33643.624	Fev-2008
		0.000	0.000	
r=5	Jul-94	96527.886	1104989.721	Mar-2011
		0.000	0.000	

Fonte: Autor

Como o número de fatores comuns aumenta diante de quebras estruturais nos fatores de carga (Bates et al (2012), CDG e BE, Cheng et al (2013)), então optou-se por não utilizar os critérios de seleção do número de fatores, como Bai and Ng (2002).¹⁹

Embora essa estratégia seja mais correta, uma vez que os critérios de escolha de número de fatores são subestimados diante de quebras estruturais, também é uma estratégia que permite em certos casos a estimação do teste com o número de fatores errado. Isto fica bastante claro ao se analisar a tabela 06 do teste CDG, cujo r=2 apresentou-se como não

¹⁹CDG expõe como primeiro passo para a implementação de seu teste a escolha através de um critério de informação o número de fatores \bar{r} para a estimação da regressão auxiliar. Todavia, como ressaltado no próprio artigo a estimação consistente do número de fatores não é necessária para a aplicação de seu teste. Dessa forma, é mais prudente assumir que se desconhece o número de fatores em troca de que alguns fatores estimados errados.

significativo, enquanto que os demais testes apresentaram-se como bastante significativos. Pode-se concluir que a especificação com $r=2$ não é a correta, pois gera um resultado bastante inesperado, quando comparado com os demais.

Com relação aos resultados, o teste BE foi unânime em não rejeitar a presença de quebra estrutural nos fatores de carga para todas as datas testadas. Isso é uma forte indicação de que considerando a data específica da quebra como próxima a uma crise financeira, então as sub-amostras apresentam-se significativamente diferentes. Isto é, a existe uma diferença robusta entre a taxa de câmbio real antes e depois das crises.

Por sua vez, o teste CDG identifica as datas posteriores a crise mexicana de 1994 como possível data para quebra estrutural se se considerar amostra 1991 a 2001. De fato isso ocorre para todas as sub amostras (avançados, completa e emergentes).

No caso destes resultados é importante observar que este teste identifica o período que resultou numa maior diferença entre as sub-amostras separadas pela data da quebra. Isso, evidentemente, não implica em afirmar que os resultados dos testes CDG e BE sejam contraditórios na sub amostra 1991-2001. Na verdade, o teste CDG está indicando que o maior impacto de todas as crises financeiras que ocorreu no período foi devido à crise mexicana. Todavia, o teste BE identifica que as outras crises também tiveram significativo efeito, porém em menor intensidade que a crise do México.

Essa conclusão é referenciada pela literatura. De fato, um dos canais para contágio financeiro tem sido a revisão sobre a decisão de portfólios após as crises. Assim, diante da crise do México, os investidores reduzem a proporção de investimentos em países emergentes e com dificuldades semelhantes a mexicana no pré-crise. Logo, quando as demais crises nos países emergentes ocorrem, o efeito de contágio é menor do que aquele que ocorreu na primeira crise.

Fica claro desta exposição, que um resultado mais robusto para amostra 1991-2001 seria obtido se o teste CDG fosse um teste para quebras múltiplas. Tal teste fica como uma proposta de pesquisa futura.

Na amostra 2001-2007, o teste CDG identifica significativamente para as três sub-amostras o período entre 2007.10 a 2009.11 como sendo de possíveis quebras. As únicas exceções são os casos $r=5$ e $r=3$ para a amostra de países emergentes e $r=5$ para países avançados.

O fato de os países emergentes apresentarem resultados menos específicos para a data da quebra, não se apresenta como uma surpresa. Como observado por Gourinchas e Obstfeld (2012) e Obstfeld et al (2009), o efeito da crise financeira de 2008 sobre os países emergentes foi diferente do efeito sobre os países avançados, devido ao menos dois motivos. Primeiro, desde a crise dos países emergentes no final do século passado,

tais países melhoraram suas instituições econômicas, como por exemplo, o acúmulo de reservas internacionais. Segundo, a crise do subprime iniciou-se nos EUA que mantem um maior número de relações econômicas entre o grupo dos países avançados.

Assim, através dos resultados encontrados nos dois testes é possível evidenciar que as crises financeiras provavelmente provocam uma quebra estrutural nos fatores de carga dos DFM.

6. Conclusão

Este artigo utilizou-se dos testes de BE e CDG para verificar a presença de instabilidade nos fatores de carga dos modelos fatoriais dinâmicos, cuja variável dependente é o log da taxa de câmbio real em relação ao dólar. A hipótese central a ser testada é a de que crises financeiras provocam quebras estruturais na taxa de câmbio real.

Para tanto, foram testados 38 países, entre emergentes e avançados, para duas subamostras temporais, 1991 a 2001 e 2001 a 2013. A ideia desta separação é a identificar os efeitos das crises financeiras de 2008 e do final do século passado, cujos processos de desenvolvimento e choques iniciais são diferentes.

Os resultados apontam para a evidência de que as crises financeiras, tanto a de 2008 quanto as do final do século passado, causam quebras estruturais nos fatores de carga de DFM. Tais resultados foram validados tanto pelo teste BE quanto pelo teste CDG.

Este resultado serve como uma indicação de que a utilização de índices de difusão extraídos a partir da taxa de câmbio real, tanto para países emergentes quanto avançados, pode não ser ideal para a previsão econômica, caso se considere períodos de crises financeiras. De fato, quebras estruturais são a principal causa da instabilidade em previsões. Além disso, há fortes evidências de que quebras estruturais nos fatores de carga de DFM são relevantes para o pior desempenho de modelos de previsão que utilizem tais fatores.

Dessa forma, a mensagem final deste artigo é no sentido de sugerir cautela na utilização de modelos de índice de difusão para a taxa de câmbio diante de crises financeiras. Estas podem ser fonte de resultados insatisfatórios em termos de previsão.

7. Referências Bibliográficas

ANDREWS, D. Test for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, vol 61, No4, pp. 821-856, 1993.

BACCHETA, P. and VAN WINCOOP, E. On the unstable relationship between exchange rates and macroeconomic fundamentals. NBER Working Papers 15008, 2009.

BANERJEE, A., MARCELLINO, M. and MASTEN, I. Forecasting macroeconomic

variables using diffusion indexes in short samples with structural change, mimeo, 2007.

BAI, J. and NG, S. Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, vol 70, No 1, pp 191-221, 2002.

BATES, B., MOLLER-PLAGBORG, M., STOCK, J., WATSON, M. Consistent factor estimation in dynamic factor models with structural instability. *Journal of Econometrics*, Vol 177, No 2, pp. 289–304, 2013.

BREITUNG, J. and EICKEMEIER, S. Testing for structural breaks in dynamic factor models. *Journal of Econometrics*, vol. 163, No 1, pp. 71–84, 2011.

CARAMAZZA, F. RICCI, L. and SALGADO, R. International financial contagion in currency crises. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, pp. 51-70, 2004.

CHEN, L., DOLADO, J.J., and GONZALO, J. Detecting big structural breaks in large dimensional factor models. *Journal of Econometrics*, v. 180(1), pp. 30-48, 2014.

CHEN, Y., ROGOFF, K. and ROSSI, B. Can exchange rates forecast commodity prices? *Quarterly Journal of Economics*, vol 125, No 2, pp. 1145-1194, 2009.

CHENG, Xu, LIAO, Z. and SCHORFHEIDE, F. Shrinkage estimation of high-dimension factor models with structural instabilities. Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper, 2013.

CLAESSENS, S. and FORBES, K. International Financial Contagion. Boston: MA: Kluwer Academic Publishers, 2001.

CORSETTI, G., PERICOLI, M., and SBRACIA, M. Correlation analysis of financial contagion. In *Financial Contagion: The viral threat to the wealth of nations*, ed. by Robert W. Kolb. John Wiley & Sons, 2011.

_____. Some contagion, some interdependence: more pitfalls on tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, pp 1177-1199, 2005.

CORRADI, V. and SWANSON, N. Testing for structural stability of factor augmented forecasting models. Working paper, University of Warwick, 2013.

COUDERT, V. COUHARDE, C. and MIGNON, V. Exchange rate flexibility across financial crises. CEPII, WP No. 2010-10, 2010.

DEL NEGRO, M. and OTROK, C. Dynamic factor models with time-varying parameters: measuring changes in the international business cycles, *Federal Reserve Bank of New York*, No 326, May, 2008.

DIDIER, T. MAURO, P. and SCHMUKLER, S. Vanishin financial contagion? *Journal of Policy Modeling*, No 30, pp. 775-791, 2008.

ENGEL, C., MARK, N. and WEST, K. Factor model forecasts of exchange rates, Working Paper 12, University of Notre Dame, January, 2012.

- EICHENGREEN, B., ROSE, A. and WYPLOSZ, C. Contagion currency crises. 1997.
- FORBES, K. The Big C-Identifying Contagion. NBER working papers 18465. October, 2012.
- FORBES, K. and RIGOBON, R. No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements. *Journal of Finance*, vol. 57 No 5, pp. 2223-2261, 2002
- Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues. In: International Financial Contagion, ed. by Stijn Claessens and Kristin Forbes, 43-66. Boston, MA: Kluwer Academic Publishers, 2001.
- FRATZSCHER, Marcel. What explains global exchange rate movements during the financial crisis? *Journal of International Money and Finance*, vol. 28, No 8, pp 1390-1407, 2009.
- GELOS, Gaston. International Mutual Funds, Capital Flow Volatility and Contagion - A survey. *IMF Working Paper WP/11/92*, International Monetary Fund, April, 2011.
- GIACOMINNI, R. and ROSSI, B. Detecting and predicting forecast breakdowns. WP. No 6389, *European Central Bank*, 2006.
- GIANNONE, D. Discussion: Forecasting in dynamic factor models subject to structural instability, by Stock and Watson, In: *New Developments in Dynamic Factor Modelling*, 2007.
- GOURINCHAS, P. and OBSTFELD, M. Stories of the twentieth century for the twenty-first. Forthcoming at *American Economic Journal*, 2012.
- GOURINCHAS, Pierre-Olivier. Global Imbalances and Global Liquidity. Paper presented at the 2011 Asia Economic Policy Conference at the Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, California, Nov. 2012.
- GREENWOOD, R. LANDIER, A. and THESMAR, D. Vulnerable Banks. TSE Working Paper 11-280. *Toulouse School of Economics*, Nov. 2011.
- HAN, Xu and INOUE, A. Tests for parameter instability in dynamic factor models. Working Paper, *North Carolina State University*, 2012.
- KOHLER, M. Exchange rates during financial crises. *BIS Quarterly Review*, March, 2010.
- McGREVY, R., MARK, N., SUL, D. and WU, J. Exchange rates as exchange rate common factors, mimeo, 2012.
- MESSE, R. A., and ROGOFF, K. Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating period. *Journal of Finance*, vol. 43, No 3 pp. 923-948, 1988.
- MORALES-ZUMAQUERO, A. and SOSVILLA-RIVERO, S. Real exchange rate volatility, financial crises and nominal exchange regimes, Working Paper, Univerisdad Com-

plutense de Madrid, 2012.

OBSTFELD, M. SHAMBAUGH, J. and TAYLOR, A. Financial instability, reserves and central bank swap lines in the panic of 2008. NBER Working Paper 14826, 2009.

OBSTFELD, M. and ROGOFF, K. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? In: NBER Macroeconomics Annual 2000, vol. 15, eds. Ben S. Bernanke and Kenneth Rogoff, pp. 339-412, Jan, 2001.

_____ Global imbalances and the financial crisis: Products of common causes. *Federal Reserve Bank of San Francisco Asia Economic Policy Conference*, 2009.

PRITSKER, Matt. The channels for financial contagion. mimeo, 2000.

ROSSI, B. Are exchange rates really random walks? Some evidence robust to parameter instability. *Macroeconomic Dynamics*, vol 10, No 1, pp. 20-38, 2006.

_____ Optimal tests for nested model selections with underlying parameter instabilities. *Econometric Theory*, vol. 21, No 5, pp. 962-990, 2005.

_____ Advanced in forecasting under instability. In: *Handbook of Economic Forecasting*, Eds G. Elliot and A. Timmermann. Elsevier Publications, 2011.

SARNO, L. and VALENTE, G. Exchange rates and fundamentals: Footloose or evolving relationship? *Journal of the European Economic Association*, vol 7, No. 4, pp. 786-830, 2009.

SHIN, H. Global banking glut and loan risk premium. *IMF Economic Review*, vol. 60, No 2, 155-192, 2012.

STOCK, J.H. and WATSON, M. Forecasting in dynamic factor models subject to structural instability. In: *The methodology and practice of econometrics: A festschrift in honour of D. F. Hendry*, eds. Jeniffer Castle and Neil Shephard. Oxford University Press, 2009.

WEBER S. and WYPLOSZ, C. Exchange rates during the crisis. Policy Research Working Paper 5059, *The World Bank*, Sept, 2009.

YAMAMOTO, Y. and TANAKA, S. Testing for factor loading structural change under common breaks. Discussion Paper Series No. 2013-17, *Hitotsubashi University*, 2013.

Capítulo III: Instabilidade nos fatores de carga de modelos em painel com efeitos interativos

1. Introdução

Nas últimas duas décadas tem crescido o uso de modelos fatoriais em muitas áreas da economia. Para previsão econômica, por exemplo, o uso dos Modelos de Fatores Dinâmicos (DFM) como em Stock and Watson (2002) e Stock and Watson (2009) tem se mostrado frutífero.

Todavia, esses modelos normalmente assumem a estabilidade dos fatores de carga (factor loadings). Esta hipótese foi recentemente criticada. Del Negro and Otrok (2008) desenvolveram um DFM com instabilidade estrutural dos fatores de carga e usaram tal modelo para estudar os ciclos internacionais. Eles evidenciaram que o modelo com quebra se ajustou melhor aos dados do que o modelo sem quebra.

Banerjee, Marcellino and Masten (2008) mostraram por simulação que quebras estruturais nos fatores de carga são relevantes para a performance da previsão com DFM. Eles, então, utilizaram o modelo com quebra para prever a inflação, o produto e o desemprego para zona do Euro e Eslovênia. Os resultados empíricos mostraram-se similares com os exercícios de simulação, isto é, instabilidades nos fatores de carga são importante para previsão.

Stock and Watson (2009), por outro lado, consideram que os efeitos das instabilidades nos fatores de carga não são relevantes para previsão se as quebras são cross-sectionalmente independentes e pequenas. Bates et al (2012) argumenta que apesar da restrição de independência cross-sectional, existem situações em que quebras nos fatores de cargas se tornam primordiais, como quando se está interessado na estimação dos fatores de carga ou quando as quebras são cross-sectionalmente dependentes, caso mais comum de ser encontrado em eventos econômicos ²⁰

Apesar dessa discussão, Breitung and Eickmeier (2011) e Cheng, Dolado and Gonzalo (2012) (a partir de agora BE e CDG, respectivamente) mostraram que um modelo fatorial com uma quebra nos fatores de carga pode ser representado por um modelo fatorial sem quebras, porém com mais fatores comuns. Ou seja, instabilidades nos fatores de carga são observacionalmente semelhantes a modelos sem quebra. Isso é relevante, pois implica que o número de fatores estimados pode estar viesado.

De fato, tais autores provam que o critério para escolha da quantidade de fatores de Bai and Ng (2002) é superestimado na presença de quebras nos fatores de carga.

²⁰Pesaran (2004), Andrews (2005), Chudik, Pesaran and Tosetti (2009).

BE, CDG e Han and Inoue (2011) propõem testes para identificar quebras estruturais nos fatores de carga de modelos fatoriais dinâmicos. Assim, aparentemente, a literatura sobre o tema considera relevante modelos que tratem melhor a instabilidade nos fatores de carga de modelos fatoriais.

Bai (2009) sugere um modelo em painel em que o erro possui estrutura fatorial e correlação entre os fatores e os regressores, o modelo em painel com efeitos fixos interativos (PMIFE). Este modelo é estimado de acordo com os princípios dos mínimos quadrados e tem forte apelo para aplicações como em Moon, Shum and Weidner (2013) em organização industrial.

Da mesma forma que em DFM, Bai (2009) assume a existência de fatores de cargas estáveis. Como brevemente discutido acima, essa suposição pode causar distorções na estimação dos fatores comuns. Existem algumas situações econômicas em que tal hipótese de estabilidade dos fatores de carga não se sustenta.

Por exemplo, em teoria do crescimento econômico, como também sugerido por Bai (2009), o PMIFE poderia ser utilizado para estimar o crescimento econômico contra os insumos trabalho e capital. O erro, com estrutura fatorial, representaria os fatores que explicam o produto, mas que não é um insumo observável, como por exemplo, tecnologia. Assim, mudanças tecnológicas, poderiam representar quebras na sensibilidade dos fatores em relação ao produto.

Um outro exemplo simples decorre da teoria financeira. Ross (1976) propôs o modelo financeiro fatorial em que o retorno de alguns ativos seria determinado pelos fatores macroeconômicos e por fatores idiossincráticos. Facilmente, percebe-se que existem certos fatores macroeconômicos que não são observados mas que podem influenciar no retorno dos ativos. A presença desses fatores justifica a utilização do PMIFE. Todavia, certas situações como crises econômicas, como a crise financeira de 2008, podem mudar a sensibilidade desses fatores, isto é, é factível a aceitação de quebras nos fatores de carga.

O objetivo deste artigo, portanto, será o de estudar os efeitos da quebra estrutural sobre os fatores de cargas no PMIFE. Para tanto, será proposto um teste estatístico para identificação desta quebra. A principal vantagem desta proposta surge da possibilidade de identificar os efeitos de instabilidade nos fatores de carga em modelos com muitos regressores, ao contrário dos DFM.

Dentre os principais testes disponíveis na literatura sobre instabilidade nos fatores de carga, optou-se por adaptar o teste CDG, originalmente desenvolvido para DFM's, ao ambiente do PMIFE. A escolha por este teste deveu-se a dois critérios. Primeiro, trata-se de um teste com bom desempenho tanto em termos de tamanho quanto de poder estatístico em relação ao teste de Han and Inoue (2011). Segundo, o teste CDG é simples

computacionalmente.

Ao menos até o momento, não se conhece nenhuma tentativa de investigar o impacto de quebras estruturais em fatores de carga de PMIFE. Su and Chen (2013) propuseram um teste de heterogeneidade sobre a estimação dos parâmetros do PMIFE. Todavia, o teste delas é diferente em natureza do que será estudado aqui. Elas verificam se em diferentes sub-amostras o parâmetro estimado do PMIFE é diferente. A abordagem proposta aqui investiga quebras nos fatores de carga que são representados pelos erros de PMIFE e, portanto, são não observados.

O teste de identificação de quebras estruturais nos fatores de carga será aplicado a teoria do contágio financeiro. Segundo a definição de Forbes e Rigobon (2002) e Forbes (2002, 2012) existem duas formas em que choques causados por crises financeiras em um país se transmitem para outros países. A mais comum dessas formas são as interdependências, isto é, canais de transmissão de choques observáveis e que ocorrem mesmo em momento de ausência de crise.

Todavia, durante as crises financeiras, novos canais de transmissão de choques podem surgir. Esses canais particulares são chamados de *shift contagion*. Normalmente, por não serem diretamente observados são representados pelo erro em modelos que visam medir o contágio financeiro.

Será mostrado que a quebra estrutural nos fatores de carga de PMIFE pode representar o *shift contagion*. Este resultado, mostrara que caso haja quebra estrutural nos fatores de carga, a correlação entre o retorno de bolsas de valores entre os países, após controlado pelas interdependências, poderá sofrer fortes alterações.

Existem fortes evidências de que durante as crises financeiras existem canais especiais de transmissão de choques. Didier et al (2008) por exemplo, mostram que os canais de transmissão de choques da crise da Argentina em 2001 foram diferentes do contágio causado pela crise de outros países emergentes, como a do Brasil (1999), Rússia (1998) e México (1994).

Este teste aplicado a análise do contágio financeiro também apela para a existência de novos canais de transmissão de choques. Isso se deve ao fato de que fatores comumente observados como transmissores de choques podem ser controlados ao se estimar o PMIFE. Daí, além de permitir a identificação do *shift contagion*, poderá investigar se a fonte de transmissão de choques tem uma origem diferente das normalmente observadas. Aqui, tal teste será realizado para a crise financeira de 2008 para 30 países.

Dessa forma, este trabalho será na direção da introdução de instabilidade nos fatores de carga dos modelos fatoriais e mostrará que tal instabilidade tem uma relevante interpretação econômica.

Além desta breve introdução, este artigo está dividido nas seguintes seções. Na seção 2, será apresentado o PMIFE e se verificara qual o impacto de uma quebra estrutural sobre a estimação do modelo. Na seção 3, será proposto o teste estatístico. Na seção 4, será analisado a distribuição empírica do teste e apresentado uma estratégia de *bootstrap* para calcular o p-valor em pequenas amostras. Na seção 5, o teste é simulado para a obtenção do tamanho e do poder do teste. Isso servira para indicar qual a qualidade do teste ao rejeitar ou não a hipótese nula. Na seção 6 é apresentado a interpretação da quebra estrutural nos fatores de carga sobre a identificação de contágio financeiro. Os resultados do exercício empírico são apresentados também nesta seção. Por fim, a seção 7 será discutido as conclusões deste artigo.

2. O PMIFE com quebra estrutural nos fatores de carga

Um modelo em painel com efeito interativo é dado por:

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + u_{it} \quad (0.10)$$

$$u_{it} = \lambda'_i F_t + \epsilon_{it}$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

Onde X_{it} é um vetor $p \times 1$ de regressores observáveis, β é um vetor $p \times 1$ de coeficientes desconhecidos; u_{it} é o erro que possui uma estrutura fatorial; F_t é um vetor $r \times 1$ de fatores; λ_i são os fatores de carga; ϵ_{it} são os erros idiossincráticos. Note que, F_t , λ_i e ϵ_{it} são não observáveis. Bai (2009) propôs que os fatores fossem correlacionados com os regressores, isto significa fazer com que a matriz de regressores tenha uma estrutura fatorial.

$$X_{it} = f(\lambda_i, F_t, G_t, \tau_i, \theta_i) \quad (0.11)$$

$$Y_i = X_i \beta + F \lambda_i + \epsilon_i \quad (0.12)$$

$$i = 1, \dots, N$$

Onde $Y_i = (Y_{i1}, \dots, Y_{iT})'$, $X_i = (X_{i1}, \dots, X_{iT})'_{(T \times k)}$, $F = (F_{1t}, \dots, F_{rT})_{(T \times r)}$ e $\Lambda = (\lambda_{i1}, \dots, \lambda_{iN})_{(N \times r)}$. Bai estimou tal modelo através do princípio dos mínimos quadra-

dos. Para tanto, é necessário impor r^2 restrições para a identificação dos fatores comuns. Isto se deve ao fato de uma matriz arbitrária e invertível $r \times r$ ter r^2 parâmetros livres.

As restrições são dadas por:

$$F'F/T = I \quad (0.13)$$

$$\Lambda'\Lambda = diagonal \quad (0.14)$$

A primeira implica em $r(r+1)/2$ restrições e a segunda produz $r(r-1)/2$ parâmetros livres. Desta forma, a função objetivo dos mínimos quadrados é dada por

$$SSR(\beta, F, \Lambda) = \sum_{i=1}^N (Y_i - X_i\beta - F\lambda_i)'(Y_i - X_i\beta - F\lambda_i) \quad (0.15)$$

Sujeito a (4) e (5).

Para realizar tal estimação, considere a matriz de projeção

$$M_F = I_T - F(F'F)^{-1}F' = I_T - FF'/T \quad (0.16)$$

O estimador de mínimos quadrados de β para cada F dado é simplesmente:

$$\hat{\beta}(F) = \left(\sum_{i=1}^N X_i' M_F X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' M_F Y_i \quad (0.17)$$

Ou seja, realiza-se a técnica de *concentrating out* os valores de F . Isto é, obtém-se os valores dos β 's dado cada valor de F que satisfaz a restrição (4).

Assim é possível definir a matriz $Z_i = Y_i - X_i\beta = F\lambda_i + \varepsilon_i$, em que $Z_i = (Z_1, \dots, Z_N)_{(TxN)}$, que possui uma estrutura fatorial padrão e pode ser obtido a partir do método dos componentes principais, isto é, F é estimado como os primeiros r autovalores associados aos r autovetores da matriz

$$ZZ' = \sum_{i=1}^N (Y_i - X_i\beta)(Y_i - X_i\beta)' \quad (0.18)$$

E $\hat{\Lambda}(\beta) = Z'\hat{F}(\beta)/T$, em que $\hat{F}(\beta)$ é a estimação do fator dado β . Por iteração, o estimador de mínimos quadrados de (β, F) é a solução do seguinte conjunto de equações não-lineares

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N X_i' M_{\hat{F}} X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' M_{\hat{F}} Y_i \quad (0.19)$$

$$\left[\frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N (Y_i - X_i \hat{\beta})(Y_i - X_i \hat{\beta})' \right] \hat{F} = \hat{F} V_{NT} \quad (0.20)$$

Onde V_{NT} é a matriz diagonal consistindo dos r maiores autovalores da matriz acima entre parênteses organizada em ordem decrescente.

Nesse artigo será suposto que os fatores de carga estão sujeitos a efeitos temporais, isto é, existe um período do tempo entre $t=1, \dots, T$ em que

$$\lambda_i^* = \lambda_i + \delta(t > T^*) \quad (0.21)$$

Onde T^* é a data da possível quebra.

Aqui será considerado apenas uma quebra estrutural em λ , cuja data da quebra é desconhecida. Na próxima seção, será mostrado qual o efeito de uma quebra estrutural nos fatores de carga afeta a estimação do PMIFE.

2.1 Os efeitos de uma quebra estrutural nos fatores de carga

O objetivo desta seção é entender o possível efeito de uma quebra estrutural nos fatores de carga sobre a estimação do PMIFE. CDG e BE mostraram que em uma quebra estrutural nos fatores de carga de modelos fatoriais estáticos ou dinâmicos representa uma representação errônea do espaço fatorial. De fato, a estrutura fatorial com instabilidade nos fatores de carga pode ser representada como uma estrutura fatorial sem qualquer tipo de quebra, desde que sejam introduzidos novos fatores comuns.

Considere a seguinte estrutura fatorial:

$$P_t = AF_t + e_t, \quad t = 1, \dots, \tau$$

$$P_t = BF_t + e_t, \quad t = \tau + 1, \dots, T.$$

Observe que P_t pode representar os regressores ou o erro do PMIFE. Seja A e B os fatores de carga antes e depois da quebra, em que $A = (a_1, \dots, a_N)$ e $B = (b_1, \dots, b_N)$. Como em CDG, defina a matriz $C=B-A$, que representa o tamanho da quebra. Então, a equação (13) pode ser reescrita como:

$$P_t = AF_t + CH_t + e_t$$

Onde $H_t = 0$, para $t=1, \dots, \tau$ e $H_t = F_t$ para $t=\tau+1, \dots, T$. Dessa forma, pode-se representar o modelo com quebras nos fatores de carga numa estrutura fatorial sem

quebra, mas com novos fatores comuns.

CDG diferencia dois tipos de quebras, as quebras pequenas e as quebras grandes. A diferença entre estas não reside necessariamente no tamanho, mas sim na persistência da quebra à medida que N e T crescem. Se $C \rightarrow 0$, quando $N, T \rightarrow \infty$, então trata-se de uma quebra pequena. Por outro lado, se C não se dissipa à medida que $N, T \rightarrow \infty$, então tem-se uma quebra grande.

Essa diferença é importante por dois motivos. Primeiro, como não é possível fazer a identificação dos fatores comuns individualmente, pois os fatores e os fatores de carga que o compõe estão multiplicados entre si, então pequenas quebras geralmente tem impacto insignificante sobre a estimação do espaço fatorial, como atestam Stock and Watson (2009). Segundo, grandes quebras são aquelas que modificam permanentemente os fatores comuns, portanto, estatisticamente mais relevantes.

É importante observar que grandes quebras tem um apelo econômico interessante. De fato, como será visto mais a frente, estas grandes quebras ocorrem diante de situação comuns aos cenários econômicos, como crises financeiras, por exemplo.

Assim, considere o PMIFE como em (1). Por simplificação, desconsidere o efeito dos fatores sobre os regressores. Assim, defina Y_{it}^A como a variável dependente antes da quebra em τ . E Y_{it}^P como a mesma variável após a quebra. Pode-se escrever, então:

$$Y_{it}^A = X_{it}\beta + \lambda_i F_t + \epsilon_{it} \text{ para } t = 1, \dots, \tau$$

$$Y_{it}^P = X_{it}\beta + \lambda_i F_t + c_i H_t + \epsilon_{it} \text{ para } t = \tau, \dots, T$$

Evidentemente, se considerarmos que $C = (c_1, \dots, c_N)$ contem quebras pequenas e grandes, então enquanto que N, T tendem ao infinito, a diferença,

$$Y_{it}^P - Y_{it}^A \rightarrow M < \infty$$

Ou seja, no caso da presença de quebras grandes, a estimação do PMIFE diferencia em antes e depois da quebra. Este resultado simples mostra que caso se desconsidere o efeito das grandes quebras no PMIFE, a estimação pos quebra tende a ser significativamente diferente da antes da quebra.

3. O teste

Recentemente, vários autores tem se dedicado a desenvolver testes estatísticos para identificação de quebras estruturais nos fatores de carga.²¹ O pioneiro é o teste proposto por

²¹São exemplos Breitung and Eickmeier (2011), Han and Inoue (2012), Chen, Gonzalo e Dolado (2012), Corradi and Swanson (2013), Cheng, Liao and Schorfheide (2013). Todavia, os testes de Corradi and Swanson (2013) e Cheng, Liao and Schorfheide (2013), possuem hipóteses diferentes do que será tratado aqui

BE. Este é um teste do tipo de Chow cuja hipótese fundamental é de que mesmo diante da quebra, a estimação dos fatores pode ser utilizada como verdadeiros fatores. Assim, a partir de tal hipótese, pode-se testar a presença da quebra antes e depois de um período a priori estabelecido.

Duas críticas são possíveis ao teste de BE. Em primeiro, como a quebra representa a introdução de novos fatores comuns, é bastante forte supor que os mesmos fatores possam ser utilizados antes e depois da quebra. Além disso, o teste de BE trata-se de um teste cuja a data de quebra é exogenamente escolhida. Isto dificulta bastante o procedimento do teste uma vez que a data escolhida não necessariamente corresponde àquela que maximiza a diferença entre as sub-amostras.

Han and Inoue (2012) propuseram um teste também em sub amostras, todavia, utilizando o segundo momento estimado, antes e depois da quebra. Eles mostraram que a dimensão dos fatores estimados era diferente sob a hipótese nula e alternativa. Assim, ao tentam reduzir o efeito da dimensão testando sobre os segundo momentos.

CDG desenvolvem um teste para identificação de quebras estruturais nos fatores de cargas de modelos fatoriais dinâmicos. Este teste tem a vantagem frente ao teste de Han and Inoue de ser simples computacionalmente. De fato, trata-se de um sup-teste aplicado a uma regressão dos fatores estimados contra eles próprios. Se uma quebra estrutural é identificada, então eles rejeitam a hipótese nula de ausência de quebras estruturais nos fatores de carga.

O teste proposto neste trabalho é baseado no teste de CDG, todavia, aplicado em um PMIFE. Assim, será estimado um PMIFE e a partir dos fatores estimados irá se verificar se haverá a presença de quebras estruturais nos fatores de carga.

O uso do princípios do teste CDG deve aos seguintes motivos. Primeiro, as estruturas fatoriais de ambos os modelos DFM e PMIFE são semelhantes, no sentido de que uma quebra estrutural no fator de carga pode ser representada como uma estrutura fatorial sem quebras, porém com a adição de mais fatores comuns. Segundo, o teste de CDG é computacionalmente simples se comparado ao teste de Han and Inoue. Terceiro, ambos os testes, Han and Inoue e CDG apresentaram tamanho e poder do teste semelhantes.

Assim, considere o PMIFE como em (1). CDG diferencia as quebras em dois tipos, a grande e a pequena quebra. Seguindo CDG, considere $C=[\Lambda \ \Gamma]$, onde Λ é $N \times w_1$ representa a grande quebra e $N \times w_2$ representa a pequena quebra. Observe que, $w_1 + w_2 = r$. Além disso, considere que $\Lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_N)'$ e $\Gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_N)'$. Irá se supor as seguintes hipóteses:

HIPOTESE 1.

a. $E\|\lambda_i\|^4 < \infty$ and $\Lambda'^{-1} \sum_{i=1}^N \lambda_i \lambda_i' \rightarrow \infty$ as $N \rightarrow \infty$.

b. $\eta_i = O_p(\frac{1}{\sqrt{NT}})$ for $i = 1, \dots, N$.

HIPOTESE 2

$E(F_t) = 0$, $E\|F_t\|^4 < \infty$, $T^{-1} \sum_{t=1}^T F_t F_t' \rightarrow \Sigma_F$ e $T^{-1} \sum_{t=1}^T F_t F_t' \rightarrow \pi \Sigma_F$ se $T \rightarrow \infty$, para alguma matriz Σ_F positiva definida, onde $\pi = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{T}{t}$.

HIPOTESE 3

$E\|\lambda_i\|^4 \leq M < \infty$ e $N^{-1}A'A \rightarrow \Sigma_A, N^{-1}C'C \rightarrow \Sigma_C$ se $N \rightarrow \infty$ para algumas matrizes positivas semidefinidas Σ_A e Σ_B , onde $C = [AB]$.

HIPOTESE 4

Existe uma matriz positiva constante $M < \infty$ tal que para todo N e T ,

1. $E(e_{it}) = 0, E|e_{it}|^8 \leq M$

2. $E(e_s' e_t / N) = E(N^{-1} \sum_{i=1}^N e_{is} e_{it}) = \gamma_N(s, t)$, $|\gamma_N(s, s)| \leq M$ para todo s e $T^{-1} \sum_{s=1}^T \sum_{t=1}^T |\gamma_N(s, t)| \leq M$;

3. $E(e_{it} e_{jt}) = w_{ij,t}$ com $|w_{ij,t}| \leq |w_{ij}|$ para algum w_{ij} e para todo t . Além disso, $N^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |w_{ij}| \leq M$;

4. $E(e_{it} e_{js}) = w_{ij,ts}$ e $(NT)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \sum_{t=1}^T \sum_{s=1}^T |w_{ij,ts}| \leq \infty$

5. Para todo (t, s) , $E|N^{-1/2} \sum_{i=1}^N [e_{is} e_{it} - E(e_{is} e_{it})]|^4 \leq M$

HIPOTESE 5

$[F_t]_{t=1}^T, [\lambda_i]_{i=1}^N, [\eta_i]_{i=1}^N$ e $[e_t]_{t=1}^T$ são mutuamente independentes entre grupos e $\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T F_t e_{it} = O_p(1)$ para todo i .

HIPOTESE 6

e_{it} é independente de X_{is} para todo i, t, s .

A hipótese 1 diferencia formalmente grandes e pequenas quebras. Isto é, as pequenas quebras se tornam irrelevante quando $N, T \rightarrow \infty$.

A hipótese 2, 3 e 4 são padrões na literatura sobre modelos fatoriais aproximados. A hipótese 4 permite a correlação cross-sectional e temporal fraca nos erros. A hipótese 2 assume que os fatores possuem propriedades estáveis seja considerando toda a amostra ou seja considerando parte delas. Essa hipótese é feita para permitir a realização de testes em sub-amostras dos fatores. A hipótese 5 garante a independência entre os fatores, os fatores de carga e os erros. A hipótese 6 ressalta que os regressores não são correlacionados com os erros. Todavia, sofrem sua influência contemporânea.

Essas hipóteses são suficientes para se obter estimativas consistente dos fatores, dos parâmetros e dos fatores de carga, segundo Bai (2009).

O teste CDG baseia-se em um princípio bastante simples. A ideia consiste em estimar os fatores, ordena-los de acordo com seus autovalores e regredir o fator de maior auto valor contra os demais. O *sup-Wald test* é então aplicado sobre esta regressão auxiliar, objetivando encontrar quebras estruturais nos parâmetros.

Considere $(\hat{F}_t) = (\hat{F}_{1t}, \dots, \hat{F}_{kt})$ como os fatores estimados organizados em ordem decrescente por autovalor. Isto é, \hat{F}_{1t} é o fator com maior autovalor e \hat{F}_{kt} é o fator com menor autovalor.

Considere a seguinte regressão auxiliar,

$$\hat{F}_{1t} = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{F}_{2t} + \dots + \alpha_k \hat{F}_{kt} + \xi_t \quad (0.22)$$

Onde $\xi_t \sim iid N(0, \sigma_\xi^2)$. Deve-se observar que a equação acima deve ser estimada usando a estimação por HAC.

Note que uma quebra estrutural no fator de carga é verificado tão somente se um dos parâmetros da equação auxiliar acima apresentar quebra estrutural. Para entender porque tal estratégia realmente permite a identificação de quebras estruturais nos fatores de carga, considere que α_i apresente uma quebra estrutural na regressão auxiliar, com $i \leq k$. Então a equação auxiliar pode ser reescrita como

$$\begin{aligned} \hat{F}_{1t} &= \alpha_1 + \alpha_2 \hat{F}_{2t} + \dots + \alpha_{i1} \hat{F}_{it} + \dots + \alpha_k \hat{F}_{kt} + \xi_t \text{ set } \leq t^* \\ \hat{F}_{1t} &= \alpha_1 + \alpha_2 \hat{F}_{2t} + \dots + \alpha_{i2} \hat{F}_{it} + \dots + \alpha_k \hat{F}_{kt} + \xi_t \text{ se } t > t^* \end{aligned}$$

Onde t^* significa o tempo em que a quebra ocorre. Dessa forma, pode-se reescrever também a estrutura fatorial por

$$u_t = \Lambda F_t + CH_t + \epsilon_t$$

Isto é, a estrutura fatorial precisa adicionar mais fatores comuns, portanto, isso representa a presença de uma quebra estrutural nos fatores de carga.

A estatística de teste utilizada para identificar a quebra na regressão auxiliar é baseada numa estatística do tipo de Chow, dada por: ,

$$L(k) = \frac{T}{k_1 k_2} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{F}_{-1t} \hat{\xi}_T \right)' \hat{S}^{-1} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{F}_{-1t} \hat{\xi}_t \right) \quad (0.23)$$

Em que $S = \lim_{T \rightarrow \infty} Var\left(\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T F_{-1t} \hat{\xi}_t\right)$, onde $F_{-1t} = [F_{2t}, \dots, F_{kt}]$ são os fatores estimados utilizados como regressores na regressão auxiliar.

Tendo em vista que se pretende obter uma estimativa para a data da quebra, baseando-se em Andrews (1991), pode-se utilizar o teste *sup-Wald*.

$$supL(k) = sup_{k_1 \leq k \leq k_2} \frac{T}{k_1 k_2} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=k_1}^{k_2} \hat{F}_{-1t} \hat{\xi}_T \right)' \hat{S}^{-1} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=k_1}^{k_2} \hat{F}_{-1t} \hat{\xi}_t \right) \quad (0.24)$$

Em que k é a data da possível quebra que está entre o intervalo $[k_1, k_2]$.

Apesar do princípio para realizar o teste seja bem parecido com o teste de CDG, existem algumas significativas diferenças. Primeiro, o teste CDG é realizado sobre os

modelos fatoriais estáticos ou dinâmicos, cuja variável da qual os fatores são estimados é observada. Este não é o caso aqui. Na proposta deste artigo, o teste é aplicado sobre os resíduos estimados de um PMIFE.

Uma diferença decorre das propriedades do PMIFE. Como está testando o efeito da quebra dos fatores de carga sobre os resíduos de um PMIFE, então, o efeito dessa quebra considerara o controle sobre a variável dependente devido aos regressores. Isto evidentemente adquiri um significado especial, uma vez que permite um maior número de aplicações que não eram viáveis diante do teste original CDG.

Para exemplificar tal ganho, considere que se deseja inferir a possibilidade de quebra estrutural nos fatores de carga de fatores que expliquem o comportamento do produto. Caso se aplique diretamente o teste CDG, então este seria aplicado sobre os fatores que explicam o produto. Todavia, alguns desses fatores são observados, como por exemplo, trabalho e capital. Então, o teste CDG poderia evidenciar, caso confirmasse a instabilidade nos fatores de carga, que ou trabalho, ou capital ou outros fatores não observados sofreram quebra na sua sensibilidade sobre o produto.

Por outro lado, o teste que se propõe aqui é diferente, pois permite que o produto antes da aplicação do teste seja controlado pelo capital e trabalho. Assim, uma quebra estrutural nos fatores de carga dos fatores que explicam o produto neste caso, significa uma mudança de sensibilidade dos fatores não observáveis que explicam o produto. Ou melhor, uma instabilidade na sensibilidade dos fatores que não são capital e trabalho.

Dessa forma, conclui-se que o teste que aqui está sendo proposto, apesar de computacionalmente ser semelhante ao teste do CDG, a interpretação e os campos de aplicação são substancialmente diferentes.

4. Distribuição Empírica

Nesta seção, através de um procedimento de *bootstrap*, será avaliado a distribuição empírica do teste proposto. CDG mostrou, supondo algumas hipóteses adicionais, que a distribuição do seu teste é Qui-Quadrado, com $r-1$ graus de liberdade. Todavia, não necessariamente este resultado pode ser esperado aqui, pelas diferenças conceituais entre os dois testes, analisadas na seção anterior.

Assim, o procedimento de *bootstrap* proposto abaixo, poderá indicar qual é a aproximação da distribuição do teste sob a hipótese nula, para diferentes amostras. Em todos os casos considerados abaixo, os resultados serão comparados com a distribuição esperada Qui-Quadrado, com $r-1$ graus de liberdade, onde r é o número de fatores incluídos na estimação.

O procedimento de bootstrap desenvolvido abaixo também possui outra função. Ele permitirá a obtenção dos p-valores do teste em pequenas amostras. Muitas aplicações, inclusive a que se realizara mais neste artigo, não possuem amostras suficientemente grandes para que a distribuição do teste convirja para a distribuição assintótica. Entretanto, pode-se obter os p-valores ajustados ao tamanho da amostra através de procedimentos de *bootstrap*.

Será utilizado o procedimento de *Wild Bootstrap* para encontrar a distribuição empírica. Em essência, este tipo de bootstrap recria várias vezes a variável dependente e calcula o teste para cada observação. A vantagem desse procedimento é que permite a obtenção da variável dependente através da estimação do PMIFE. Além disso, tal procedimento tem sido fortemente usado para problemas envolvendo testes estatístico do tipo de *sup-Wald*

²².

Especificadamente, considere o seguinte processo de geração de dados (DGP):

- $r=\{2,3,4\}$, $X, Y \sim N(0,1)$. Em que X é um arranjo multidimensional de tamanho $(2, N, T)$, onde, N é o número de observações *cross-section* e T o número de observações temporais.

- Tres tamanhos diferentes de amostra são utilizados. Primeiro, $N=50$ e $T=50$. Segundo, $N=100$ e $T=100$. Por fim, $N=200$ e $T=200$.²³

O procedimento de bootstrap segue a seguinte sequência:

1. Estima-se o PMIFE considerando a DGP acima como em (10) e (11) e se obtém os resíduos $(\hat{\varepsilon}_{it}) = Y_{it} - \hat{\beta}' X_{it} - \hat{\lambda}_i \hat{F}_t$, onde $\hat{\beta}$, \hat{F}_t e $\hat{\lambda}_i$ são estimados sob a hipótese nula.

2. Para $i=1, \dots, N$ e $t=1, \dots, T$, obtém-se o erro de bootstrap dado por $e_{it}^* = (\hat{\varepsilon}_{it}) * h_{it}$, onde $h_{it} \stackrel{iid}{\sim} N(0, 1)$ entre i e t . Irá ser gerado a amostra de bootstrap \hat{Y}_{it}^* dada por: $\hat{Y}_{it}^* = \hat{\beta}' X_{it} - \lambda_i \hat{F}_t + e^*$.

3. Dado (\hat{Y}_{it}^*, Y_{it}) pode-se regressar o PMIFE como em (10) e (11) e obter os resíduos de bootstrap $(\hat{\varepsilon}_{it})^* = \hat{Y}_{it}^* - \hat{\beta}' X_{it} - \hat{\lambda}_i \hat{F}_t$ onde $(\hat{\beta}, \hat{\lambda}_i, \hat{F}_t)$ são Quase-MLE gaussiano de (β, λ_i, F_t) .

4. Calcula-se o $(sup\hat{L}(k))^*$ baseado em $(\hat{\varepsilon}_{it}^*, X_{it}, \hat{F}_t^*)$. Os passos de 2 a 4 são repetidos B vezes. O índice de *bootstrap* dado pela sequência $\{(sup\hat{L}(k))^*\}_{i=1}^B$ fornece a distribuição empírica do teste.

As figuras abaixo mostram as distribuições empíricas para os três conjuntos de amostra $(50, 50)$, $(100, 100)$ e $(200, 200)$ para $r=\{2, 3, 4\}$. Em todos os casos, foi feita a comparação

²²Ver MacKinnon (2007), Davidson and MacKinnon (2004) e Davidson (2007).

²³Caso se deseje obter os p-valores para uma amostra específica, basta realizar o mesmo procedimento considerando a amostra que foi utilizada para estimar o PMIFE.

com a distribuição esperada χ_{r-1}^2 através de gráficos de densidade de kernel. O número de repetições do procedimento foi $B=2000$.

Algumas conclusões importantes podem ser observadas. Primeiro, aparentemente, todas as distribuições convergem para a distribuição Qui-quadrado. Evidentemente que não se trata de uma afirmação conclusiva, pois requer-se para tanto uma prova analítica da distribuição empírica. Todavia, os gráficos de densidade parecem indicar tal convergência.

FIGURA 1: Distribuição empírica do sup L(k) teste sob a hipótese nula.

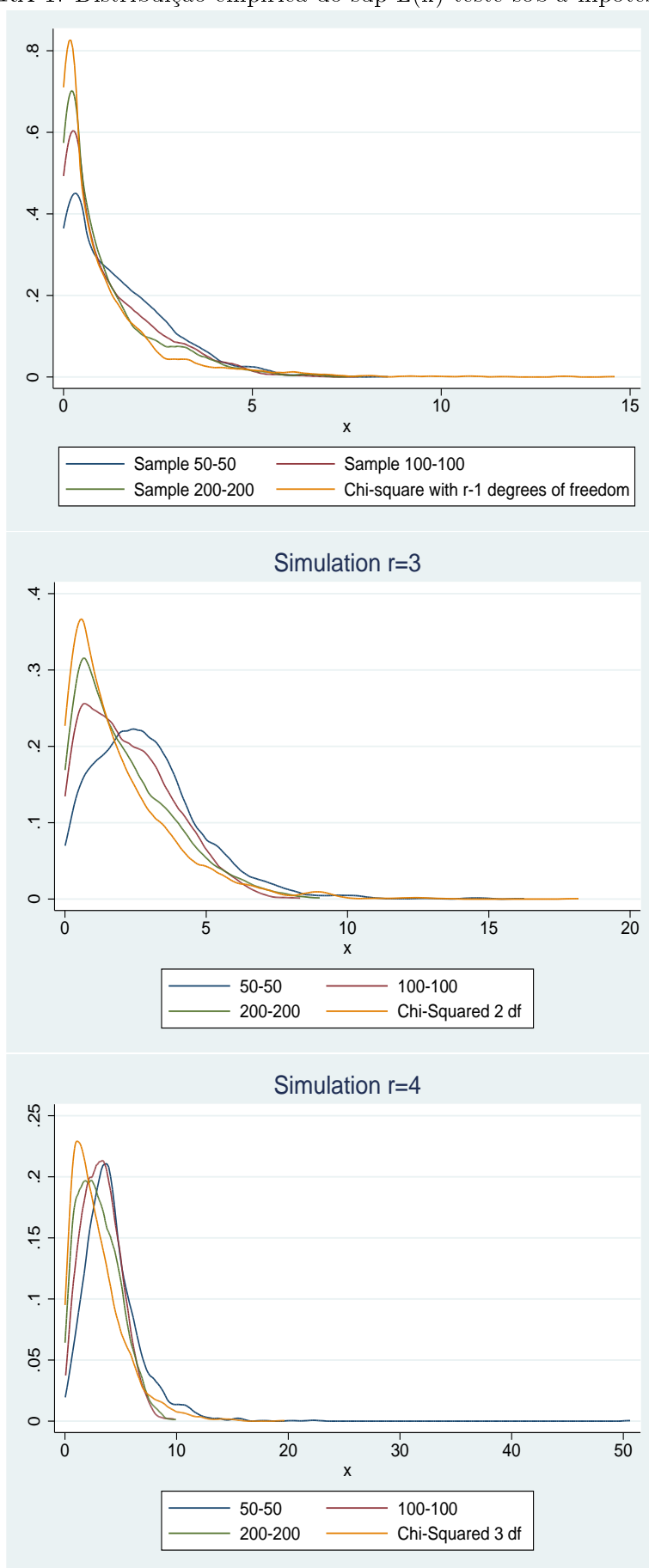


FIGURA 1: Esta figura mostra a comparação entre a distribuição de bootstrap do teste sup-Wald aplicado sobre o PMIFE. Observe que tal distribuição aparentemente converge para a simulação da distribuição Qui-Quadrado.

Fonte: Autor

Este resultado é bastante significativo uma vez que assintoticamente não fara diferença em utilizar os valores críticos de uma distribuição Qui-quadrado, com $r-1$ graus de liberdade.

Uma outra conclusão importante é a de que aparentemente não há uma distorção no teste devido ao aumento do número de fatores estimados. Tal conclusão não se sustenta se r for muito grande, pois a regressão auxiliar perderá eficiência devido a redução dos graus de liberdade. Todavia, com um r relativamente grande ($r=4$), a distribuição do teste não parece ser significativamente afetada .

5. Propriedades do teste: Poder e Tamanho

A qualidade de um teste estatístico é avaliada por dois critérios o tamanho e o poder do teste. O primeiro mensura a probabilidade de rejeitar a hipótese nula, quando esta é verdadeira. Já o segundo mensura a probabilidade de não rejeitar a hipótese nula quando esta é falsa. Espera-se que o tamanho do teste seja próximo a zero, ou seja, ocorra poucas rejeições de H_0 quando esta é verdadeira. Por outro lado, espera-se que o poder do teste seja elevado, isto, muitas rejeições da H_0 quando esta é realmente falsa.

Nesta seção será analisado as propriedades numéricas do teste através de simulações de Monte Carlo. O objetivo, portanto, será o de simular um processo de geração de dados (DGP) com o qual se testara o poder de rejeição de H_0 do teste, quando H_0 for verdadeiro ou falso.

Uma vez que o teste é aplicado sobre os resíduos do PMIFE, considere o seguinte DGP:

$$u_{it} = \lambda_i' F_t + e_{it} \quad (0.25)$$

Onde $F \sim_{iid} N(0, 1)$, $e_{it} \sim_{iid} N(0, 1)$ e $\lambda_i^* = m + \lambda_i, \lambda_i \sim_{iid} N(0, 1)$. Nesta simulação é considerado apenas quebras estruturais na média do fator de carga, cujo tamanho da quebra serão $m = \{0.3; 0.6; 0.9\}$. Será verificado o tamanho e o poder do teste para modelos com $r=2,3,4$ fatores. Foram simulados diferentes tamanhos de amostra, $N, T = (50, 100, 150, 200)$.

A figura abaixo apresenta um resumo dos resultados da simulação para $r=2,3,4$. Resta notar que os valores críticos foram baseados na distribuição Qui-quadrado, com $r-1$ graus de liberdade. A escolha deste valor critico, ao levar em consideração apenas a possível distribuição assintótica, pode gerar resultados ruins em pequenas amostras. O nível de

²⁴Os resultados numéricos deste exercício encontram-se no apêndice, bem como o poder e o tamanho para $r=4$

significância é de 5%.

FIGURA 2: Tamanho do sup-teste

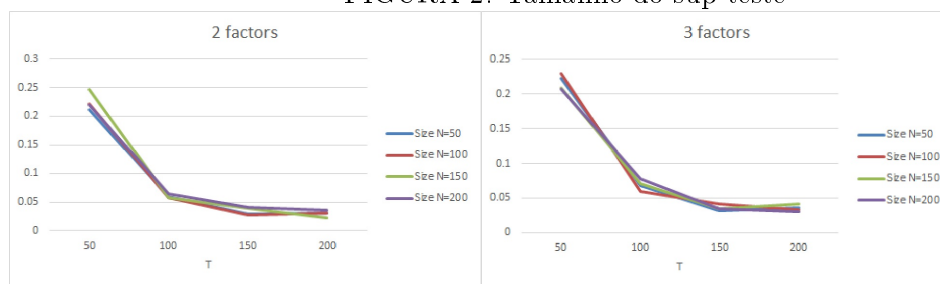


FIGURA 3: Poder do sup-teste, $r=2$

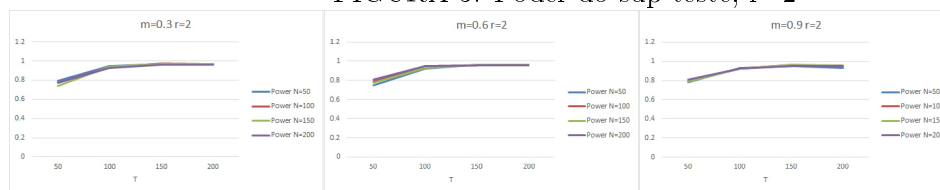
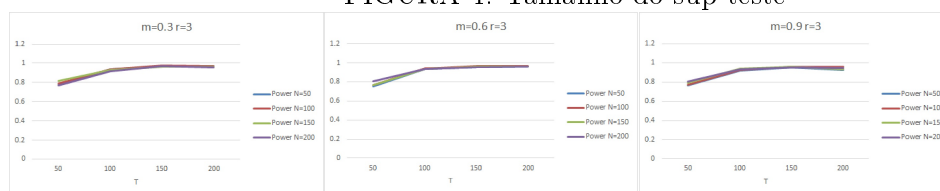


FIGURA 4: Tamanho do sup-teste



Fonte: Autor

Nestes gráficos são desenhados a variação que o tamanho e o poder sofrem a medida que o T aumenta. Cada gráfico representa um N diferente. Dessa maneira, é possível analisar o efeito da variação de T e N sobre as qualidades do teste.

Como se depreende dos gráficos, o teste aparentemente tem o tamanho correto quando T tende ao infinito. O tamanho de N aparentemente não é tão relevante quanto o de T para alcançar o nível de confiança de 5%.

Com relação ao poder, o mesmo resultado pode ser encontrado, isto é, a relevância do tamanho do T para alcançar níveis significativos de não rejeição de H_0 . As figuras acima resumem os resultados da simulação encontrados.

Uma observação relevante é o fato de que aparentemente o número de fatores presente no modelo não é relevante para melhorar ou piorar a qualidade do teste. Este mesmo resultado havia sido encontrado nos procedimentos de *bootstrap* na seção anterior.

Conclui-se que assintoticamente o teste tem um bom desempenho tanto em relação ao

tamanho quanto ao poder. O teste aparentemente não sofre viés devido ao tamanho do número de fatores, o que é importante visto que espera-se que mais regressores reduzam os graus de liberdade da regressão auxiliar. Todavia, isto pode ser mais significativo para um r muito grande.

Por fim, o teste não sofre de poder não monotômico aparentemente. Este ocorre quando um aumento do tamanho do choque reduz drasticamente o poder do teste ²⁵. Se for comparado os resultados numéricos para $m=0.3$ e $m=0.9$, aparentemente, não há significativas diferenças, vis-à-vis o tamanho da amostra.

6. Uma interpretação econômica da quebra nos fatores de carga

Argumentou-se que uma quebra estrutural nos fatores de carga observacionalmente poderia ser representada como uma estrutura fatorial sem quebras porém com fatores comuns adicionais. Este fato tem uma interessante interpretação econômica, especialmente na teoria do contágio financeiro. Considere o modelo em painel com efeitos fixos interativos e suponha que os regressores dependam dos fatores

$$r_{it} = X'_{it}\beta + u_{it} \quad (0.26)$$

$$u_{it} = \lambda'_i F_t + \epsilon_{it}$$

$$X_{it} = f(\lambda_i, F_t, G_t, \tau_i, \theta_i) = \lambda_i F_t + b_i G_t + w_{it}$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

Onde r_{it} é índice de bolsa de valores do país i na data t . X_{it} são variáveis observadas que afetam as bolsas de valores, como comércio internacional, variáveis financeiras etc. Essas variáveis são chamadas de interdependência entre as bolsas de valores (FORBES, 2012). O erro, u_{it} , representa as variáveis não observadas que afetam os mercados financeiros internacionais. Estes podem ser os fatores comuns $C_{it} = \lambda'_i F_t$ ou o erro idiossincrático ϵ_{it} . Por se tratar de um modelo com efeitos interativos, então os fatores comuns afetam também as variáveis observáveis.

Crises financeiras podem se espalhar pelos mercados internacionais através desses dois elementos, das variáveis observacionais ou dos fatores não observados. Uma quebra estrutural nos fatores de carga neste cenário implica que novos fatores comuns influenciam as bolsas de valores a partir da data da quebra. Mais especificadamente, uma quebra estrutural nos fatores de carga devido uma crise financeira significa que os fatores não observados que afetam o comportamento da bolsa de valores internacionais sofrem uma

²⁵Ver Perron (2005) e Vogelsang (1999).

variação ocasional devido à crise. Primeiro, por ser não observados, esses choques não são causados pela interdependência entre os mercados. Embora possa se argumentar que as variáveis observacionais também sofrem variações, pois, indiretamente também são afetadas pelos fatores não observados.

Segundo, como se verificou anteriormente, uma quebra estrutural nos fatores de carga é observacionalmente similar a introdução de novos fatores comuns. É importante observar que isto não significa necessariamente que novos fatores estejam atuando sobre as bolsas de valores, mas sim, que a interação entre os fatores e os fatores de carga se modificou a ponto de gerar novos fatores comuns a partir da data da quebra.

Para o caso do contágio financeiro, é possível formalizar um teste que leve em consideração a quebra nos fatores de carga de PMIFE. Forbes e Rigobon (2002) definiram o *shift contagion* como um aumento da correlação entre os mercados internacionais durante as crises financeiras. Evidentemente, que o *shift contagion* não se trata de quebras estruturais mensuradas nas variáveis que medem a interdependência entre os mercados financeiros internacionais. Neste caso, uma quebra estrutural no parâmetro que mede a sensibilidade das variáveis observáveis será considerada apenas interdependência.

Para analisar mais detidamente a diferença entre contágio e interdependência, e a modo pelo qual podemos formalizar um teste para *shift contagion*, considere que a equação (17) pode ser reescrita por

$$r_i = \beta X_i + \lambda_i f + \epsilon_i$$

Em que: f representa os fatores não observacionais presentes no erro e que afetam os regressores.

Perceba que por essa abordagem, o retorno das bolsas de valores do país i é separado entre fatores globais e não observados, representados por f ; fatores específicos que governam as variáveis observacionais, X e pelo risco idiossincrático.

Dessa forma, separando como um componente autônomo, o risco idiossincrático e os fatores independentes que governam as variáveis observadas ²⁶, pode-se expressar a correlação entre os retornos da bolsa de valores de dois países por ²⁷²⁸:

$$\rho_{ij} = cor(r_i, r_j) = \frac{cov(r_i, r_j)}{\sqrt{var(r_i)var(r_j)}} = \frac{1}{\left[1 + \frac{\sigma_e^2}{\gamma_i^2 \sigma_f^2}\right]^{1/2} \left[1 + \frac{\sigma_e^2}{\gamma_j^2 \sigma_f^2}\right]^{1/2}} \quad (0.27)$$

Onde σ_e é a variância de ϵ e σ_f é a variância dos fatores comuns. Percebe-se por (18)

²⁶Ou seja, chama-se de $e_i = \beta_i X_i + \epsilon_i$

²⁷Essa abordagem segue de perto os trabalhos de Corsetti et al (2005, 2011), Dungey et al (2004) e Mollah and Hartman (2012)

²⁸Este resultado é obtido com as mesmas suposições feitas acima para definir o teste

que os únicos elementos que podem contribuir para alterar a correlação entre as bolsas de valores de dois países são a variância do erro (σ_e), a variância dos fatores comuns (σ_f) e uma alteração nos fatores de carga, mensurado por γ_i^2 . Deve-se ressaltar que a variância do erro depende da variância no erro idiossincrático e variância nos fatores específicos que afetam os regressores. Corsetti et al (2005,2011) observa que modificações nas variâncias não representam contágio financeiro, mas sim interdependência. O conceito de *shift contagio* é mais amplo e indica um aumento de correlação entre os mercados durante uma crise que não pode ser explicado pelo comportamento normal dos mercados. Isto quer dizer que, não significa que durante crises financeiras, a interdependência não tenha relevância em propagar os choques entre os mercados, mas sim que este aumento de correlação é ocasionado por elementos particulares a crise financeira.

A partir dessas observações, é possível estabelecer critérios para diferenciar entre ausência de contágio e de interdependência, presença de interdependência apenas e presença de contágio apenas. Considere as seguintes hipóteses.

H_0 : $\rho_{ij} = 0$ - Ausência de contágio ou interdependência

H_1^a : $\rho_{ij} \neq 0$ e ao menos uma quebra estrutural nos fatores de carga- presença de contágio

H_1^b : $\rho_{ij} \neq 0$ e ausência de quebras nos fatores de carga - presença de interdependência apenas.

Baseado nessa metodologia é possível identificar a presença de *shift contagion* financeiro. Na próxima seção será discutido uma aplicação para 30 países, entre emergentes e avançados, para investigar se houve indícios de *shift contagion* na crise financeira de 2008.

Deve ser ressaltado que tal metodologia pode ser aplicada em outras situações. Por exemplo, suponha que existam N ações num mercado financeiro nacional. Neste caso, é possível utilizar tal metodologia para identificar a origem da correlação entre duas ações, ou grupo de ações. Assim, a fonte do aumento de correlação entre as ações poderia decorrer de fatores comuns, variáveis observacionais ou quebras estruturais exógenas, caracterizadas pela quebra estrutural nos fatores de carga.

7. Resultados

O *shift contagion* é bastante difícil de ser mensurado, pois o fato de ser não observado antes da crise financeira faz com que dados históricos se tornem irrelevantes (PERICOLI e SBRACIA, 2003). De fato, alguns autores que tratam do tema dos choques causados por

crises financeiras buscam evita-lo. São exemplos, Eichengreen et al (1998), Camarazza et al (2004), Baur and Fry (2006), Forbes (2012).

Entretanto, a metodologia que se propõe aqui permite a identificação de novos fatores comuns que impactam sobre os mercados financeiros internacionais, sendo robustamente identificados como mudanças pós crises financeiras que espalham os choques entre os mercados internacionais, ou *shift contagion*. Tal resultado mostra-se como um avanço na literatura sobre o tema, uma vez que incorpora testes recentes sobre quebra estrutural nos fatores de carga, para explicar a correlação entre as bolsas de valores. Mais ainda, tal metodologia permite que os efeitos da interdependência sejam controlados, permitindo uma separação entre efeitos não observados e efeitos devido a fatores observáveis.

Para ilustrar essa ideia foi empregado o teste acima para identificar a presença de contágio financeiro entre 38 países durante a crise financeira de 2008. Os dados utilizados têm frequência trimestral que iniciam-se em 2003.2 e finalizam em 2013.3. Os dados foram retirados do FMI (em apêndice encontra-se a descrição dos países, das fontes e a análise descritiva das variáveis utilizadas). O objetivo será o de verificar se existe evidência de quebra estrutural nos fatores de carga do modelo fatorial com efeitos fixos interativos.

A variável dependente será o retorno das bolsas de valores dos 30 países ²⁹. Como variáveis observadas, costuma-se utilizar o tamanho do comercio internacional, medida pela soma das exportações e importações divididas pelo PIB, e uma variável que mensura a interdependência financeira. No caso deste trabalho, a interdependência financeira será medida pela posição de investimento de portfólio, representada pela média de ativos e passivos de portfólio bruto dos países ³⁰. Em ambas as variáveis foi aplicado a primeira diferença e o logaritmo neperiano, portanto, tais variáveis representam as taxas de crescimento da interdependência financeira e do tamanho do comercio internacional e o seus efeitos sobre a taxa de crescimento sobre a bolsa de valores dos países.

Como requer o PMIFE que as variáveis utilizadas sejam estacionárias, foi realizado o teste de estacionariedade em painel desenvolvido por Pesaran (2007), que tenta corrigir o teste IPS (Im, Pesaran and Shin (2003)) permitindo que as observações sejam cross-sectionalmente dependentes. Os resultados do teste ³¹, mostram que todas as variáveis utilizadas rejeitaram a hipótese de não estacionariedade.

Uma vez que a estimação do PMIFE diante de quebras estruturais nos fatores de carga

²⁹Essa variável dependente é utilizada em diversos trabalhos: Fernandez-Izquierdo and Lafuente (2004), Bekaert and Harvey (2005), Essaadi, Jouini and Khallouli (2009), Bekaert, Harvey and Ng (2005), Baur and Fry (2011)

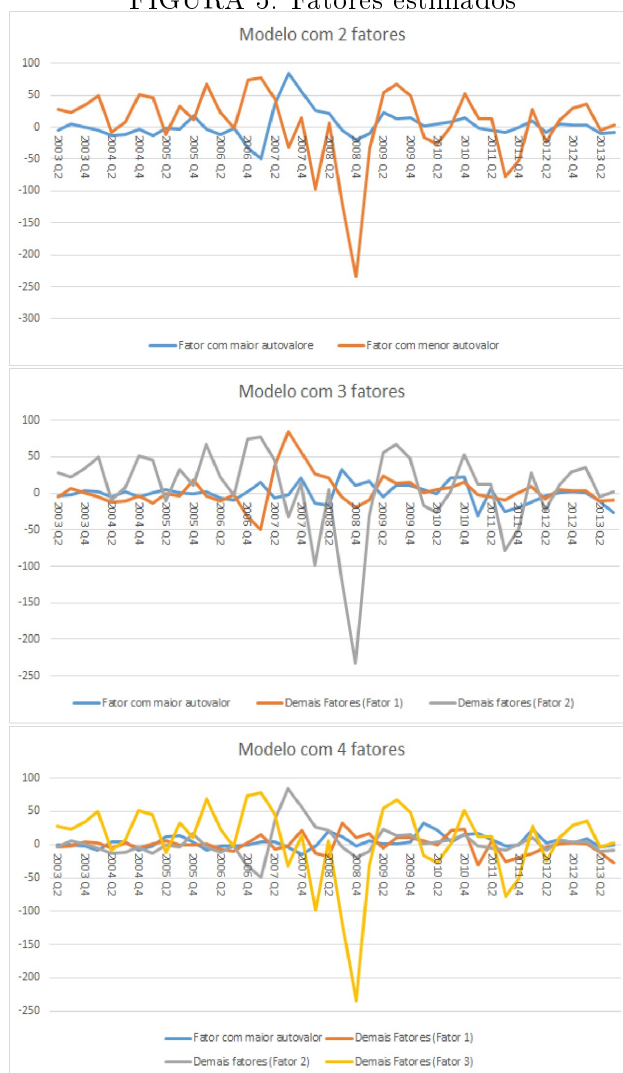
³⁰Tal abordagem foi utilizada também por Forbes(2012), Shin (2012), Lane and Milesi-Ferreti (2007), Gourinchas and Rey (2007) e Gourinchas (2012)

³¹Em apêndice B

representam a não validade dos testes para identificação do número de fatores, não se fará nenhuma suposição quanto ao número de fatores. Isto é, o modelo será estimado supondo 2, 3 e 4 fatores.

Os gráficos abaixo apresentam os fatores estimados para os três casos.

FIGURA 5: Fatores estimados



Fonte: Autor

Como se observa, aparentemente, existe uma quebra estrutural em todos os modelos justamente na data durante a crise financeira de 2008. Isso fica claro pela análise gráfica. Deve-se ressaltar que o fator que aparentemente sofre a quebra estrutural é sempre o com menor autovalor. O fator com menor autovalor é aquele que representa o menor poder de explicação da variável da qual houve a extração dos fatores. Isso pode significar que se

houve uma quebra estrutural nos fatores de carga, esta será de menor poder de explicação do comportamento das bolsas de valores. Ou seja, esta pode ser uma indicação de que não houve *shift contagio* na crise financeira de 2008.

Os resultados do modelo estimado são apresentados abaixo.

TABELA 1: Resultados estimados do PMIFE

Variáveis observadas	r=2	r=3	r=4
Comércio Internacional	1.5006 (0.0017)	9.1207 (0.0016)	8.3603 (0.000)
Posição Financeira Internacional	0.5528 (0.0019)	2.2575 (0.0017)	0.7992 (0.000)

Fonte: Autor

Em síntese, tais parâmetros estimados apenas nos interessam para verificação da estimação dos sinais e do impacto de cada variável sobre os retornos das bolsas de valores. Isso por que o interesse principal desta aplicação recai sobre a verificação de quebra estrutural na regressão auxiliar.

Abaixo é aplicado o teste *sup-Wald*, como descrito acima, sobre os fatores estimados para identificação de quebras estruturais sobre os fatores de carga. Em todos os três casos estimados não houve rejeição da hipótese nula, isto é, tais modelos não apresentam instabilidades nos fatores de carga, indicando a presença apenas de interdependência na transmissão de choques na crise de 2008.

TABELA 2: Resultados do teste sup-Wald

	r=2	r=3	r=4
Estatística sup-wald	0.0093	0.0078	0.0032
p-valor	13.54	12.70	10.91

Fonte: Autor

Este resultado é confirmado por outros trabalhos, Eichengreen et al (2009) verifica que durante a crise de 2008 houve um crescimento significativo dos CDS (Credit Default Swaps), um tipo de seguro contra risco sistêmico. Este tipo de seguro indicaria que a forma como os choques se espalharam pela economia, deveu-se muito mais ao canal financeiro que aos demais canais.

Stock and Watson (2012) argumentam que a forma pela qual a crise financeira se desenvolveu não deveu-se a novos canais de transmissão de choques. Usando DFM para 200 variáveis eles concluem que os choques produzidos pela crise tiveram origem no mercado financeiro e foram intensificados pela incerteza e que o efeito líquido da crise apresentou-se como versões mais intensas dos choques já experimentados anteriormente.

Por outro lado, Kannan and Kohler-Geib (2009) argumentam que a crise de 2008 foi

marcada por um novo tipo de contágio, o canal da incerteza do investidor quanto a crises. Esse canal ocorreria quando os investidores duvidassem das informações disponíveis para realizar investimentos, o que faria com que aumentasse a probabilidade de crises em outros lugares.

Ha uma clara contradição entre os resultados encontrados neste trabalho e o trabalho de Kannan and Kohler-Geib. De fato, foi evidenciado que a forma como a crise financeira se espalhou pelos mercados, pode ter sido resultado muito mais da interdependência entre os mercados internacionais do que devido a presença de um novo canal de transmissão.

A importância deste resultado em termos de planejamento macroeconômico é relevante. Uma vez que os canais principais de transmissão de choques são conhecidos os governos podem realizar políticas anticíclicas visando conter aumentos na volatilidade das variáveis de comercio internacional e posição financeira internacional.

8. Conclusão

Este trabalho teve dois objetivos primordiais, primeiro adaptar o teste para instabilidade nos fatores de carga de modelos fatoriais dinâmicos a modelos mais gerais, como o modelo em painel com efeitos fixos interativos. Segundo, mostrar que tal investigação pode ser utilizada para identificar a fonte da transmissão de choques entre os países durante crises financeiras. Isso poderia ocorrer em virtude do contágio financeiro ou da interdependência entre os mercados financeiros mundiais.

O teste desenvolvido para o PMIFE é baseado no teste de CDG, originalmente criado para avaliar a presença de instabilidades nos fatores de carga de DFM's. O teste apresentou bom desempenho com relação ao poder e ao tamanho, sendo muito mais sensível a aumentos na dimensão temporal. Aparentemente, contrariando a literatura sobre os testes do tipo sup-Wald, o teste não indica a característica do poder não monotônico, isto é, o seu desempenho em rejeitar a hipótese nula quando esta é falsa não diminuiu com o aumento da quebra estrutural.

Quanto a distribuição empírica, evidenciou-se que o teste converge para a distribuição qui-quadrado com $r-1$ graus de liberdade como esperado. Além disso, foi apresentado uma metodologia para calcular a distribuição empírica através dos procedimentos de bootstrap para amostras pequenas, uma vez que essas são mais comuns na prática.

Foi desenvolvido uma interpretação da instabilidade nos fatores de carga para explicar a origem do aumento de correlação entre mercados financeiros. Essa fonte se dividiu em duas: primeiro, instabilidade nos fatores de carga, representando um novo canal

de transmissão de choques entre os mercados financeiros; segundo, interdependência, marcada pelo aumento (ou redução) da volatilidade dos fatores comuns ou dos fatores que explicam o comportamento das variáveis observacionais.

Quanto a parte empírica, o teste foi aplicado para 30 países entre 2003 e 2013, com dados trimestrais. Concluiu-se que não houve evidência de contágio financeiro causado por novos canais de transmissão durante a crise financeira de 2008. Este resultado não é unanimidade na literatura sobre o tema e contribui para indicar que a origem da correlação entre os países durante a crise de 2008 deveu-se muito mais a interdependência entre os mercados financeiros.

9. Referencias Bibliograficas

ANDREWS, D. Test for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, vol 61, No 4, pp. 821-856, 1993.

_____, Cross-section regression with common shocks. *Econometrica*, vol. 73, No. 5, pp. 1551-1585, 2005.

BANERJEE, A., MARCELLINO, M. and MASTEN, I. Forecasting macroeconomic variables using diffusion indexes in short samples with structural change, mimeo, 2007.

BAI, Jushan. Panel data models with interactive fixed effects. *Econometrica*, vol. 77, No 4, pp. 1229-1279, 2009.

BAI, J. and NG, S. Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, vol 70, No 1, pp 191-221, 2002.

BATES, B., MOLLER-PLAGBORG, M., STOCK, J., WATSON, M. Consistent factor estimation in dynamic factor models with structural instability. *Journal of Econometrics*, Vol 177, No 2, pp. 289-304, 2013.

BEKAERT, G. HARVEY, C. Time-varying world market integration. *Journal of Finance*, vol. 50, No. 2, pp. 403-444, 1995.

BEKAERT, G., HARVEY, C. and NG, A. Market integration and contagion. *Journal of Business*, vol. 78, No.1, pp. 39-70, 2005.

BREITUNG, J. and EICKEMEIER, S. Testing for structural breaks in dynamic factor models. *Journal of Econometrics*, vol. 163, No 1, pp. 71-84, 2011.

CARAMAZZA, F. RICCI, L. and SALGADO, R. International financial contagion in currency crises. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, pp. 51-70, 2004.

CHEN, L., DOLADO, J.J., and GONZALO, J. Detecting big structural breaks in large dimensional factor models. Mimeo, Universidad Carlos III de Madrid, 2012.

CHENG, Xu, LIAO, Z. and SCHORFHEIDE, F. Shrinkage estimation of high-dimension factor models with structural instabilities. *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper*, 2013.

CHUDIĆ, A., PESARAN, H. and TOSETTI, E. Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels. *The Econometric Journal*, vol. 14, No. 1, pp. 45-90, 2011.

CLAESSENS, S. and FORBES, K. International Financial Contagion. Boston: MA: Kluwer Academic Publishers, 2001.

CORSETTI, G., PERICOLI, M., and SBRACIA, M. Correlation analysis of financial contagion. In *Financial Contagion: The viral threat to the wealth of nations*, ed. by Robert W. Kolb. John Wiley & Sons, 2011.

_____. Some contagion, some interdependence: more pitfalls on tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, pp 1177-1199, 2005.

CORRADI, V. and SWANSON, N. Testing for structural stability of factor augmented forecasting models. Working paper, University of Warwick, 2013.

DAVIDSON, R. Bootstrapping Econometric Models, Working Paper McGill University, 2007.

DEL NEGRO, M. and OTROK, C. Dynamic factor models with time-varying parameters: measuring changes in the international business cycles, *Federal Reserve Bank of New York*, No 326, May, 2008.

DIDIER, T. MAURO, P. and SCHMUKLER, S. Vanishin financial contagion? *Journal of Policy Modeling*, No 30, pp. 775-791, 2008.

DUNGEY, M., FRY, R., MARTIN, V. and HERMOSILLO, B. Empirical modeling of contagion: A review of methodologies. IMF working paper 04/78, 2004.

EICHENGREEN, B., ROSE, A. and WYPLOSZ, C. Contagion currency crises. Working paper University of California at Berkeley, 1997.

EICHENGREEN, B., MODY, A., NEDELIJKOVIC, M. and SARNO, L. How the subprime crisis went global. NBER working papers, No. 14904, 2009.

ESSAADI, E., JOUINI, J. and KHALLOULI, W. The Asian Crisis Contagion: A Dynamic Correlation Approach Analysis, *Panoeconomicus*, vol. 56, No. 2, pp. 241-260, 2009.

FERNANDEZ-IZQUIERDO, A. and LAFUENTE, J. International transmission of stock exchange volatility: Empirical evidence from Asian crisis. *Global Finance Journal*, vol.15, pp. 125-137, 2004.

FORBES, K. The Big C-Identifying Contagion. NBER working papers 18465. Octo-

ber, 2012.

FORBES, K. and RIGOBON, R. No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements. *Journal of Finance*, vol. 57 No 5, pp. 2223-2261, 2002

_____, Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues. In: International Financial Contagion, ed. by Stijn Claessens and Kristin Forbes, 43-66. Boston, MA: Kluwer Academic Publishers, 2001.

GOURINCHAS, P. and REY, H. International financial adjustment. *Journal of Political Economy*, vol. 115, No. 4, pp. 665-703, 2007.

GOURINCHAS, Pierre-Olivier. Global Imbalances and Global Liquidity. Paper presented at the 2011 Asia Economic Policy Conference at the Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, California, Nov. 2012.

HAN, Xu and INOUE, A. Tests for parameter instability in dynamic factor models. Working Paper, North Carolina State University, 2012.

IM, K., PESARAN, H. and SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, vol. 115, No. 1, pp. 53-74, 2003.

KANNAN, P. and KOHLER-GEIB, F. The uncertainty channel of contagion. IMF Working Paper, No. 09/219, 2009.

LANE, P. and MILESI-FERRETI, M. The external wealth of national mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. *Journal of International Economics*, vol. 73, No 2, pp. 223-250, 2007.

MACKINNON, J. Bootstrap hypothesis testing, working paper 1127, Queen's University, Department of Economics, 2007.

_____, Bootstrap Methods in Econometrics. *The Economic Record*, vol. 82, pp. 2-18, 2006.

MOLLAH, S. and HARTMAN, T. Stock market contagion, interdependence and shifts in relationship due to financial crisis - A survey. *International Review of Business Research Papers*, Vol. 8, No. 01, pp. 166-195, 2012.

MOON, H., SHUM, M. and WEIDNER, M. Interactive fixed effects in BLP random coefficients demand model. Working paper, University College of London, 2013.

PERICOLI, M. and SBRACIA, M. A primer of financial contagion. *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, No 4 pp. 571-608, 2003.

PERRON, P. Dealing with structural breaks. In: Palgrave Handbook of Econometrics, vol.1, 2005.

PESARAN, H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Econometrics*, vol. 22, No. 2, pp. 265-312, 2007.

_____, General diagnostic tests for cross section dependence in panels.

Working Paper, Cambridge University, 2004.

ROSS, S. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, vol. 13, pp. 341-360, 1976.

SHIN, H. Global banking glut and loan risk premium. *IMF Economic Review*, vol. 60, No. 2, pp. 155-192, 2012.

STOCK, J.H. and WATSON, M. Forecasting in dynamic factor models subject to structural instability. In: *The methodology and practice of econometrics: A festschrift in honour of D. F. Hendry*, eds. Jeniffer Castle and Neil Shephard. Oxford University Press, 2009.

_____ Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol 20, No. 2, pp. 147-162, 2002.

_____ Disentangling the channels of the 2007-2009 recession. *Brooking Papers on Economic Activity*, 2012.

SU, L., and CHEN, Q. Testing Homogeneity in panel data models with interactive fixed effects. *Econometric Theory*, vol. 29, No. 6, pp. 1079-1135, 2013.

VOGELSANG, T. Sources of nonmonotonic power when testing for a shift in mean of dynamic time series. *Journal of Econometrics*, vol. 88, pp. 283-299, 1999.

TABELA A.1: Tamanho do sup-teste.

N	T	Size (2r)	Size (3r)	Size (4r)
50	50	0.212	0.222	0.213
50	100	0.06	0.068	0.102
50	150	0.03	0.031	0.740
50	200	0.031	0.036	0.065
100	50	0.222	0.23	0.283
100	100	0.058	0.059	0.094
100	150	0.028	0.041	0.060
100	200	0.031	0.033	0.061
150	50	0.246	0.208	0.278
150	100	0.057	0.071	0.098
150	150	0.039	0.034	0.067
150	200	0.023	0.041	0.064
200	50	0.22	0.207	0.267
200	100	0.065	0.077	0.102
200	150	0.041	0.035	0.069
200	200	0.036	0.03	0.058

10. Apêndice

A -Poder e tamanho do teste

TABELA A.2: Poder do sup-teste

m	N	T	power(2r)	power (3r)	power(4r)
0.3	50	50	0.795	0.774	0.754
0.3	50	100	0.947	0.938	0.929
0.3	50	150	0.969	0.970	0.990
0.3	50	200	0.964	0.970	0.989
0.3	100	50	0.773	0.790	0.774
0.3	100	100	0.935	0.938	0.950
0.3	100	150	0.974	0.975	0.950
0.3	100	200	0.97	0.968	0.978
0.3	150	50	0.736	0.815	0.843
0.3	150	100	0.939	0.932	0.934
0.3	150	150	0.966	0.960	0.989
0.3	150	200	0.969	0.966	0.990
0.3	200	50	0.773	0.768	0.790
0.3	200	100	0.929	0.917	0.981
0.3	200	150	0.958	0.967	0.987
0.3	200	200	0.963	0.954	0.999
0.6	50	50	0.749	0.755	0.790
0.6	50	100	0.923	0.933	0.938
0.6	50	150	0.96	0.952	0.975
0.6	50	200	0.961	0.957	0.968
0.6	100	50	0.791	0.768	0.815
0.6	100	100	0.948	0.940	0.932
0.6	100	150	0.954	0.966	0.960
0.6	100	200	0.96	0.964	0.966
0.6	150	50	0.774	0.763	0.774
0.6	150	100	0.927	0.936	0.938
0.6	150	150	0.964	0.963	0.970
0.6	150	200	0.965	0.959	0.970
0.6	200	50	0.811	0.805	0.790
0.6	200	100	0.947	0.932	0.938

B- Teste de estacionariedade em painel de Pesaran (2007)

TABELA B1: Teste CIPS

Variaveis	CIPS	p-valor
	m=1	
Bolsas de valores	-3.339	0.000
ln trade	-4.091	0.000
posicao de investimento	-3.971	0.000
	m=2	
Bolsas de valores	-3.219	0.000
ln trade	-3.010	0.000
posicao de investimento	-4.109	0.000
	m=3	
Bolsas de valores	-3.001	0.047
ln trade	-3.220	0.001
posicao de investimento	-4.284	0.000

Tabela B1. Apresenta os resultados da aplicacao do teste CIPS desenvolvido por Pesaran (2007). Valores criticos para o teste ao nivel de 5% de significancia sao: para m=1, -2.619; para m=2, -2.773; para m=3, -2.911.

C- Dados

TABELA C1: Países

Alemanha	Dinamarca	Itália
Argentina	EUA	Japão
Austrália	França	Malasia
Belgica	Grécia	México
Brasil	Hong Kong	Nova Zelandia
Canada	Holanda	Reino Unido
Chile	Índia	Rússia
China	Indonesia	Suécia
Cingapura	Irlanda	Suiça
Corea do Sul	Israel	Taiwan

D-Estatísticas descritivas

TABELA D1: Bolsa de valores

País	Média	Desvio Padrão	Min	Max
Alemanha	4.684969	0.0891186	4.516109	4.827978
Argentina	4.651461	0.0571832	4.520505	4.731054
Australia	4.640706	0.0414995	4.55063	4.68364
Belgica	4.284679	0.1069656	4.064401	4.49475
Brasil	4.64345	0.053508	4.538913	4.73048
Canada	4.772869	0.2049875	4.448107	5.133396
Chile	4.608846	0.0368971	4.535756	4.694956
China	4.638615	0.050994	4.521626	4.717078
Cingapura	4.629145	0.0312592	4.558812	4.662542
Corea do Sul	4.591095	0.0956498	4.347008	4.741037
Dinamarca	4.591095	0.0447532	4.586212	4.720372
EUA	4.656479	0.2409852	4.372254	5.20266
Franca	4.83414	0.0609996	4.470221	4.727556
Grecia	4.627047	0.0273304	4.5514	4.646341
Hong Kong	4.598401	0.0262888	4.557712	4.65457
Holanda	4.70881	0.0273304	4.450526	4.896152
India	4.670533	0.0262888	4.520788	4.813492
Indonesia	4.064401	0.1189941	4.560988	4.700871
Irlanda	4.538913	0.0778603	4.508538	4.721406
Israel	4.448107	0.0422973	4.561897	4.649818
Italia	4.535756	0.0513096	4.46348	4.765417
Japao	4.521626	0.0239389	4.54717	4.761883
Malasia	4.558812	0.0239389	4.302523	4.983613
Mexico	4.347008	0.0764439	4.522429	4.677668
Nova Zelandia	4.586212	0.0641551	4.516569	4.711924
Reino Unido	4.372254	0.1589601	4.516109	4.827978
Russia	4.470221	0.036868	4.520505	4.731054
Suecia	4.5514	0.0466768	4.55063	4.68364
Suica	4.557712	0.0890091	4.064401	4.49475
Taiwan	4.450526	0.0579199	4.538913	4.73048

TABELA D2: Comércio Internacional

País	Média	Desvio Padrão	Min	Max
Alemanha	5.629968	0.132757	5.395393	5.827135
Argentina	5.426128	0.1084156	5.187525	5.673475
Australia	6.43706	0.0789904	6.268061	6.608005
Belgica	5.887699	0.2140762	5.498464	6.325523
Brasil	6.430763	0.0648812	6.245499	6.509674
Canada	4.366794	0.1003652	4.14232	4.570333
Chile	5.017891	0.0905515	4.83287	5.193516
China	4.711599	0.1113858	4.501066	4.963345
Cingapura	6.781361	0.0881733	6.641508	6.942621
Corea do Sul	4.306786	0.1672394	4.029467	4.664313
Dinamarca	7.432902	0.1245817	7.143324	7.615126
EUA	5.594801	0.2979038	4.929525	6.018182
Franca	4.996111	0.0411948	4.917022	5.085105
Grecia	6.646272	0.0939687	6.442142	6.82004
Hong Kong	7.039358	0.1167051	6.808415	7.201837
Holanda	6.31683	0.1757128	5.913447	6.601916
India	6.059023	0.1063849	5.880043	6.230989
Indonesia	5.719525	0.1492688	5.413046	5.924699
Irlanda	5.115129	0.0489835	5.03081	5.2651
Israel	4.596127	0.1261476	4.349104	4.843832
Italia	5.435935	0.1062337	5.224929	5.647277
Japao	4.936097	0.0889432	4.76018	5.099887
Malasia	5.269244	0.1986214	4.804127	5.571079
Mexico	6.669034	0.0914441	6.494895	6.7908
Nova Zelandia	7.818779	0.1240299	7.572154	7.985148
Reino Unido	5.426128	0.0905515	4.83287	6.608005
Russia	6.43706	0.1113858	4.501066	6.325523
Suecia	5.887699	0.0881733	6.509674	6.909674
Suica	6.430763	0.1672394	4.029467	4.570333
Taiwan	4.366794	0.1245817	4.143324	5.193516