



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE (FACE)

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

GUO RUO FAN

UMA INVESTIGAÇÃO DA LEI DE THIRLWALL

1994 - 2014

Brasília, DF
2015

GUO RUO FAN

UMA INVESTIGAÇÃO DA LEI DE THIRLWALL

1994 - 2014

Monografia apresentada ao curso de Graduação em Ciências Econômicas do Departamento de Economia da Universidade de Brasília, como requisito parcial à obtenção do diploma de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof^o Dr^o Maurício Barata de Paula Pinto

Brasília

2015

“Mais importante do que interpretar o mundo é contribuir para transformá-lo.”

Karl Marx

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais que por amor sacrificaram tudo que podiam para conceder aos seus filhos educação, sabedoria e, acima de tudo, caráter.

Agradeço com muito carinho à minha irmãzinha Anna por me ajudar sempre que necessário.

Agradeço às minhas grandes companheiras de curso e amigas, Larissa Neves e Simone Pereira por me estimularem no decorrer do curso.

Agradeço à família Pignatti e à família Portieri por terem me dado suporte em todos os momentos e incentivos para alcançar meus objetivos.

Agradeço ao grupo de professores da Universidade de Brasília por todo o carinho e dedicação largamente investidos em suas aulas.

Agradeço, em especial, ao meu Professor e Orientador Maurício Barata por me dar apoios ao longo do semestre e também por me mostrar o entusiasmo que possui por seu trabalho. A sua dedicação e força me inspiram.

Agradeço à Professora Geovana Lorena e aos professores Paulo Loureiro, Tito, Victor Gomes por terem me dado a oportunidade de encontrar meu propósito acadêmico.

Aproveito para agradecer o carinho e atenção de todos os técnicos responsáveis pela manutenção e atendimento do departamento de economia.

Por fim, agradeço ao meu querido namorado por estar do meu lado nesses sete anos independentemente das circunstâncias e por me ensinar amar e ser amada.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DA LITERATURA	2
2.1. Modelo Thirlwall.....	2
2.2. Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC)	4
2.3. Condição de Marshall-Lerner (CML)	8
3. MÉTODOS E PROCEDIMENTOS	11
3.1. Métodos da validação da Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC).....	11
3.2. Métodos da validação da Condição de Marshall-Lerner (CML)	17
4. ANÁLISE DOS RESULTADOS EMPÍRICOS	20
4.1. Análise dos resultados da PPC	20
4.2. Análises dos resultados da CML	26
5. CONCLUSÃO.....	30
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	32
7. APÊNDICE	34
7.1. APÊNDICE I – Resultados da PPC.	34
Tabela 1. Teste de raiz unitária e Cointegração da versão absoluta da PPC.	34
Tabela 1.1. O estimador do modelo <i>Stock-Watson</i> para a versão absoluta da PPC.	34
7.2. APÊNDICE II – Resultados da CML.	35
Tabela 2. Seleção de informação de defasagem do modelo VAR.....	35
Tabela 3. Resultados de Cointegração <i>Johansen</i>.....	35
Tabela 4. Resultados do modelo VECM.....	36
Tabela 5. Equação de Cointegração.....	38

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo validar a Lei de Thirlwall por meio da investigação das duas hipóteses do modelo, a Paridade do Poder de Compra (PPC) e a Condição de Marshall-Lerner (CML), no período de 1994 a 2014 para a economia brasileira. Os métodos econométricos do teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) e a técnica de cointegração de *Engle-Granger* e *Johansen* foram adotados junto com a estimação do modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) e Modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM) para fins de obtenção dos resultados empíricos e análises relacionadas às teorias de PPC e CML. As evidências encontradas mostraram a rejeição da PPC absoluta e a não aderência da presença da CML ao longo dos 20 anos da economia do Brasil. Dessa maneira, foi possível interpretar que a Lei de Thirlwall, a qual afirma que o crescimento econômico depende apenas da razão entre o crescimento das exportações e a elasticidade renda da demanda de importações, não foi válida no Brasil durante os anos mais recentes da economia.

Palavras-Chaves: Lei de Thirlwall, Paridade do Poder de Compra, Condição de Marshall-Lerner, economia brasileira.

ABSTRACT

This paper aims to validate the existence of Thirlwall's Law by investigating two hypotheses of the model, which are the Purchasing Power Parity (PPP) and Condition of Marshall-Lerner (CML). The study contemplated the Brazilian economy from 1994 to 2014 and used some econometric methods, such as the test of unite root of Augmented Dickey-Fuller (ADF), the cointegration technique of Engle-Granger and method of cointegration developed by Johansen. Besides, also used the Vector Autoregressive Model (VAR) and Vector Error Correction Model (VECM) to obtain the empirical results and analyzes related to the theory of PPP and CML. All of the findings showed a rejection of PPP and inexistence of CML during those twenty years of Brazilian economy. Therefore, it was possible to interpret that the Thirlwall's Law, which affirms that the economic growth only depends on the division of exports growth and income elasticity of imports demand, was not valid in the recent years of Brazil.

Keywords: Thirlwall's Law, Purchasing Power Parity, Condition of Marshall-Lerner, Brazilian economy.

1. INTRODUÇÃO

O crescimento econômico é um tema muito relevante tanto no palco político, onde são tomadas as decisões cruciais da sociedade, como na academia em que se encontram as produções intelectuais de alto nível. Ao longo da história econômica têm sido desenvolvidos diversos trabalhos relacionados a esse assunto, mas com base em distintas perspectivas econômicas. A linha que discute o crescimento sustentável de longo prazo se destaca justamente em função da sua controvérsia surgida entre vertentes divergentes do campo de ciências econômicas. Os fatores causadores e o caminho para o equilíbrio de longo prazo do crescimento são recorrentemente debatidos entre os economistas ortodoxos e heterodoxos. Os primeiros enfatizam a importância da oferta no processo de crescimento, enquanto os últimos apresentam mais preferência pela abordagem da demanda como elemento impulsionador de economia.

O trabalho de Thirlwall (1979) adquiriu o espaço no meio dos estudos e provocou bastante discussão por ter exposto um modelo extremamente simplificado, no qual o crescimento de longo prazo é sustentado pela divisão entre a taxa de crescimento de exportação e a elasticidade renda da demanda de importação. No entanto, o autor pressupõe duas hipóteses para o modelo ser estruturado da maneira como foi conhecida. Uma delas é a concordância da validade da Paridade do Poder de Compra (PPC) e a outra é a satisfação da Condição de Marshall-Lerner (CML) em sentido estrito, isto é, a soma das elasticidades preço de demanda de importação e exportação igual à unidade ou a existência da relação nula entre a balança comercial e a taxa de câmbio. A PPC sugere o equilíbrio da taxa de câmbio real no longo prazo e a CML, por sua vez, afirma que há uma relação positiva entre o desempenho da balança comercial e a taxa de câmbio real, em outras palavras, uma apreciação da taxa cambial (desvalorização da moeda doméstica) melhora a balança comercial. Mais precisamente a condição de ML que o modelo de Thirlwall exige é que a soma das elasticidades preço de demanda de exportação e importação seja igual à unidade de forma que a relação entre a balança comercial e a taxa de câmbio seja nula.

Assim, o presente trabalho visa à verificação das duas hipóteses do modelo Thirlwall acima mencionadas a fim de validar a consistência da proposição de Thirlwall na economia brasileira durante o período entre 1994 e 2014. O trabalho é dividido em cinco seções, incluindo desta seção. Na segunda seção é apresentada uma breve revisão de literatura onde são expostos vários estudos realizados ao longo dos anos sobre a validação da PPC e CML. A

terceira dedica aos métodos e procedimentos, os quais explicam a metodologia e as técnicas aplicadas na investigação das duas hipóteses e é dividida em duas subseções, uma trata da PPC e outra da CML. A quarta seção é a exposição dos resultados empíricos obtidos e suas análises e também é dividida em duas subseções, uma delas é destinada especificamente às análises dos resultados da PPC e outra à CML, e por fim, na última seção contém a conclusão deste trabalho.

As evidências empíricas obtidas do presente trabalho rejeitam a versão absoluta da Paridade do Poder de Compra e também não aceitam a presença da Condição de Marshall-Lerner no período analisado. Com isso, o modelo de Thirlwall de 1979 é considerado inválido neste período da economia brasileira.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Nesta seção foi introduzido o modelo de Thirlwall e também foi realizada uma breve revisão dos estudos anteriores da literatura relacionados à validação da Paridade do Poder de Compra (PPC) e da Condição de Marshall-Lerner no Brasil e nos países latino-americanos.

2.1. Modelo Thirlwall

O trabalho de Thirlwall, sendo parte da vertente pós-keynesiana, se destacou em razão da sua inovação na interpretação do equilíbrio de crescimento econômico no longo prazo. Segundo Thirlwall (1979), o desempenho do setor externo de um país exerce um papel essencial no crescimento econômico, o que difere totalmente da visão tradicional da literatura,

“[...] Enquanto que a abordagem ortodoxa é frutífera, interessante e matematicamente precisa, ela não nos diz o porquê do crescimento de fatores da oferta e da produtividade se difere entre os países [...] Uma explicação talvez seja na incapacidade dos agentes econômicos, particularmente, dos governos de expandir a demanda. [...] A mais provável explicação consiste nas restrições da demanda. Em uma economia aberta, a restrição dominante é o balanço de pagamento [...]” (THIRLWALL, 1979, p. 45, nossa tradução).¹

O enfoque da análise desse autor, logo, está nas prováveis dificuldades que um país pode apresentar no balanço de pagamento, as quais podem refletir na taxa de crescimento

¹ “... While the approach is fruitful, interesting and mathematically precise, it does not tell us why the growth of factor supplies and productivity differs between countries ... one probable explanation lies in constraints on demand ... in an open economy, the dominant constraint is the balance of payments...” (THIRLWALL, 1979, p. 45).

econômico de longo prazo. De acordo com Thirlwall (1979), se um país, ao expandir a demanda, encontrar problemas no balanço de pagamento, antes de ele alcançar a máxima utilização da capacidade instalada, a demanda pode sofrer impactos negativos. Dessa maneira, os investimentos são desestimulados, o progresso técnico é desacelerado, os bens domésticos perdem a competitividade no mercado internacional e o balanço de pagamento entra na situação desfavorável ao crescimento, tornando um processo vicioso. Para o autor a única forma de crescer está relacionada à expansão das exportações, mas não somente isso, pois os países com a mesma taxa de crescimento de exportações ainda podem ter divergências em taxa de crescimento. Sendo assim, foi introduzida a explicação do hiato do grau de necessidade por importações entre esses países, em outras palavras, a diferença da elasticidade renda da demanda de importações. O economista formulou, portanto, um modelo em que a taxa de crescimento de longo prazo se iguala à razão entre a taxa de crescimento das exportações e a elasticidade renda da demanda de importações, o qual mais tarde foi reconhecido amplamente como Lei de Thirlwall.

O modelo de Thirlwall apresenta a estrutura da seguinte forma segundo Thirlwall (1979), antes das suposições apontadas pelo autor,

$$y_{bt} = \frac{(1 + \eta + \psi)(p_{dt} - p_{ft} - e_t) + \varepsilon(z_t)}{\pi} \quad (1)$$

Em que y_{bt} é a taxa de crescimento do produto; η é a elasticidade preço de demanda por exportações e ψ é a elasticidade preço de demanda por importações; p_{dt} e p_{ft} são variações de preços domésticos e estrangeiros, respectivamente; e_t é a taxa de câmbio nominal; ε é a elasticidade renda de demanda de exportações; z_t é a renda externa e por fim, π é a elasticidade renda de demanda de importações.

Introduzidos pelo autor os pressupostos de que os preços relativos são constantes no longo prazo (Validade da Paridade do Poder de Compra confirmada) ou a soma das elasticidades preço da demanda de importação e exportação, em valores absolutos, é igual à unidade (Condição de Marshall-Lerner sustentada no sentido estrito), a equação transforma-se na conhecida Lei de Thirlwall,

$$y = \frac{\varepsilon(z_t)}{\pi} \quad (2)$$

Ou,

$$y = \frac{x}{\pi} \quad (3)$$

Onde x é a taxa de crescimento das exportações.

O modelo básico de Thirlwall (1979) tem sofrido questionamentos pela simplicidade que o mesmo apresenta. Ao longo da história, vários estudiosos mostraram interesses em verificar a validade da proposição de Thirlwall, certamente, contribuíram para a robustez do modelo. Entretanto, apesar dos aperfeiçoamentos que cada trabalho se desenvolveu em relação ao modelo original, a maior parte das literaturas a respeito desse assunto iniciou os testes empíricos com a maior crença nos pressupostos do trabalho de Thirlwall. Esse fato despertou o interesse e ocasionou a motivação do presente estudo, dessa forma, a existência da Paridade do Poder de Compra (PPC) e Condição de Marshall-Lerner no Brasil como os pressupostos do modelo de Thirlwall foi a principal preocupação deste trabalho. Sendo assim, este trabalho distingue-se das perspectivas de análises convencionais, nas quais as principais variáveis foram submetidas à validação empírica com a plena aceitação das hipóteses do modelo original de Thirlwall (1979). Além disso, a PPC e CML têm um impacto considerável na literatura econômica, a realização dos testes empíricos para esses dois assuntos simultaneamente não contribui somente para a verificação da consistência do modelo de Thirlwall (1979), mas também propõe isoladamente uma plausível validação de PPC e CML nos tempos mais recentes em economia brasileira.

2.2. Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC)

O conceito da Paridade do Poder de Compra foi formulado por Cassel e reafirmado em vários momentos ao longo do seu trabalho acadêmico. Em Vianna e Jorge (2003) onde foi citada a definição da versão de 1918 da PPC por Cassel,

“[...] a qualquer tempo, a paridade real entre dois países é representada pelo coeficiente entre o poder de compra da moeda em um país e no outro. Eu proponho chamar esta paridade de ‘paridade do poder de compra’ [...]” (VIANNA, PEDRO JORGE, 2003, p.4)

A teoria da PPC consiste em explicar o poder aquisitivo de um indivíduo em determinado país em comparação ao seu poder de compras no exterior com o mesmo salário. Segundo Freixo e Barbosa (2004), a definição da PPC pode ser compreendida como os níveis de preços relativos são equivalentes quando mensurados em mesma moeda, sob a Lei de Preço Único (LPU).

Na literatura existem duas versões da PPC. Uma é conhecida como a versão absoluta, em que, segundo Holland e Pereira (1999), a taxa de câmbio real de equilíbrio precisa manter constante a razão entre o câmbio nominal e os preços relativos de dois países e, a taxa de câmbio real deve ser igual à unidade, enquanto a versão relativa focaliza na abordagem de manutenção constante da taxa de câmbio real ao longo do tempo. Antes de tudo, deve-se ressaltar que a teoria da PPC se baseia na Lei do Preço Único, a qual está sujeita a várias hipóteses, tais como os custos de transações internacionais são desprezíveis, a inexistência de barreiras comerciais em uma economia aberta, a homogeneidade de bens e informações perfeitas.

A verificação empírica da teoria da PPC tem tido controvérsias em termos da conclusão, pois os resultados da validação da PPC dependem altamente da especificação do modelo utilizado e da adoção dos índices de preços na análise. Holland e Pereira (1999) argumentam que parece mais difícil rejeitar a hipótese da PPC, se o deflator for o Índice de Preço ao Consumidor (IPC) e também é mais fácil aceitar a PPC se testar a sua versão relativa. Nesse artigo, os autores optaram pela versão relativa da teoria para averiguar a existência da PPC na economia brasileira no período de 1974 a 1997 e seu efeito no desempenho do balanço de pagamento. Essa versão foi testada em três casos com índices distintos. O Índice de Preço ao Atacado (IPA) para os dois países, Brasil e Estados Unidos; o Índice de Preço ao Consumidor (IPC) para os mesmos países citados anteriormente e também aplicaram o teste para o caso dos EUA com IPA e o Brasil com IPC. Os resultados obtidos por meio dos métodos econométricos, tais como o teste de raiz unitária e cointegração, mostraram que as flutuações da taxa de câmbio real tendem a encontrar um nível equilibrado no longo prazo e o efeito da taxa de câmbio real no saldo comercial é positivo. Além disso, afirmaram que o deflator da taxa de câmbio nominal de fato exerce um papel fundamental nas conclusões dos testes.

Rossi (1996) estudou o modelo monetário da determinação da taxa de câmbio, para isso, o autor testou a PPC e a condição da Paridade da Taxa de Juros (PTJ) no período de 1980 a 1994 para o Brasil, usando a técnica de cointegração. As evidências levaram à conclusão de que não podem ser rejeitadas a PPC e PTJ tanto na adoção de IPA quanto IPC.

O trabalho de Zini Jr. (1993) visa testar a presença do comportamento secular da PPC na taxa de câmbio real brasileira e se os termos de troca de fato podem explicar a mudança da taxa de câmbio real. Ao considerar a PPC ser um conceito de longo prazo, as análises

contemplaram um horizonte temporal relativamente maior em relação aos estudos realizados anteriormente, o período englobou os dados entre 1855 e 1990 da economia brasileira, mas continuaram a utilizar o método de teste da raiz unitária e cointegração. Os resultados desse trabalho mostraram que não foi encontrada PPC na sua versão absoluta com o uso de IPC no período analisado, a mudança da taxa de câmbio real no longo prazo deve ser explicada por outros fatores, tais como a variação dos termos de troca e os choques externos, os quais persistem por cerca de 20 anos, a taxa de câmbio só retoma a sua estabilidade a partir de então.

Kannebley (2003) iniciou o seu trabalho em consideração das mudanças políticas e econômicas no período entre 1968 e 1994, adotou-se, portanto, o teste da raiz unitária com múltiplas quebras estruturais nos índices de preços e taxa de câmbio nominal para a validação da versão absoluta da PPC. Segundo Kannebley (2003), as quebras estruturais ocorridas nas séries de análise apresentaram um impacto muito irrelevante na versão relativa da PPC, porém, esta última foi nitidamente alterada com a aceleração do processo inflacionário, enquanto a versão absoluta somente foi válida para a taxa de câmbio real apurada com base nas razões dos Índices de Preço ao Atacado (IPA) nos momentos de estabilidade com ausência de componentes sistemáticos de valorização ou desvalorização e também verificou uma relação de longo prazo entre a *proxy* dos termos de troca com as quebras estruturais e os preços relativos dos bens transacionáveis e não transacionáveis.

Similarmente ao trabalho de Rossi (1996), Marçal *et al.* (2003) testaram a validade da PPC absoluta no período de 1980 a 1994 e a Paridade da Taxa de Juros descoberta. No entanto, não abordaram um modelo monetário. Por meio dos testes de raiz unitária e técnicas de cointegração de *Johansen* os autores afirmaram que a versão absoluta da PPC com base nos cálculos do Índice de Preço ao Atacado (IPA) não é válida isoladamente, o que coincide com a invalidade da PPC de Zini Jr. (1993). Além do mais, os desvios em torno da PPC podem ser explicados pelo diferencial entre as taxas de juros internas e externas.

Outro trabalho desenvolvido pelo Vasconcelos (2004) teve objetivo de verificar a validade da PPC no período de 1980 a 2001, por meio da constatação do efeito Balassa-Samuelson² na economia brasileira. O autor adotou o método de análise de fronteira

² “... se as diferenças de produtividade são maiores ou crescem a uma taxa maior na produção dos bens comercializáveis do que na produção dos não comercializáveis, o preço relativo destes últimos cresce devido à competições por fatores de produção. Com isso, a moeda do país com o nível mais alto de produtividade aparecerá sobrevalorizada em termos de PPC. Isto é, considerando a arbitragem internacional, um aumento no

desenvolvido por Pesaran, Shin e Smith em um trabalho de 1999 para averiguar o relacionamento de longo prazo entre as variáveis, a razão dos preços relativos e razão das rendas per capita. Os resultados mostraram que não foram encontradas evidências para a confirmação do efeito Balassa-Samuelson e os preços relativos não afetam a renda no longo prazo. Dessa maneira, esse resultado não levou a uma conclusão da validade da PPC, apenas ratificou a premissa da PPC.

Feijó e Morales (2008) propuseram análises sobre a validade da PPC para o período Pós Plano Real onde eram encontradas taxas baixas de inflação e abertura comercial favorável às premissas da PPC. O trabalho tratou os dados mensais entre 1994 e 2006 com subdivisões para antes e depois da mudança da política cambial de janeiro de 1999. Como outros autores, adotaram o teste de raiz unitária e cointegração para verificar a relação de longo prazo entre os índices de preço e a taxa de câmbio no Brasil e Estados Unidos. O teste foi aplicado à versão absoluta da PPC, mas em duas especificações. Os Índices de Preço ao Atacado (IPA) foram utilizados para os bens transacionáveis dos Estados Unidos e do Brasil, já os Índices de Preço ao Consumidor (IPC) foram a base de cálculo dos bens não transacionáveis. Os resultados obtidos evidenciaram a existência da PPC antes da mudança do regime de câmbio, quando a taxa de câmbio era determinado pelo Banco Central e não foi possível aceitar a PPC após a mudança da política. De acordo com esses autores, as quebras estruturais acarretadas pela troca do regime de 1999 podem ter sido a causa da não verificação da PPC neste período. Essa conclusão difere do resultado de Kannebley (2003) onde foi explicada a irrelevância das quebras estruturais no modelo.

Santos (2011) verificou a PPC para a economia brasileira no período entre 1995 e 2010. O trabalho testou tanto a versão absoluta como a relativa da teoria. Para isso, foram usados testes de *Dickey-Fuller* (DF), *Dickey-Fuller* Ampliado (ADF) e técnicas de cointegração de *Engle-Granger* e *Johansen* com objetivo de avaliar a estacionariedade das séries e a relação de longo prazo entre os preços relativos e a taxa de câmbio. Os Índices de Preços ao Atacado (IPA) e ao Produtor (IPP) dos Estados Unidos foram escolhidos para o teste do modelo, pois os mesmos captam a sensibilidade dos preços dos bens transacionáveis e não transacionáveis. Os resultados levaram à aceitação da versão relativa da PPC e rejeição da versão absoluta, o que coincide com os argumentos de Holland e Pereira (1999).

preço relativo dos não comercializáveis tende a causar a sobrevalorização em termos da PPC...” (VASCONCELOS, 2004, p102).

2.3. Condição de Marshall-Lerner (CML)

A Condição de Marshall-Lerner (CML) visa à demonstração do efeito positivo da desvalorização cambial sobre a balança comercial no período considerado de longo prazo e vice-versa.

Pode-se interpretar que a desvalorização cambial possui dois impactos na balança comercial de um país sem incluir o conceito temporal em questão. De acordo com Bahmani e Ratha (2004), no curto prazo, o valor de importações aumenta com a desvalorização, pois as preferências por importação e os contratos de exportação ou importação são fixos no período relativamente curto e nesse intervalo de tempo, o efeito de custos domina o resultado da balança comercial. Já no longo prazo, a desvalorização pode estimular as exportações, mas reduz o desejo de importação dos consumidores. Dessa maneira, o efeito de quantidade se sobressai e a balança comercial é favorecida a uma taxa de câmbio competitiva.

Entretanto, para que a desvalorização da moeda tenha um efeito positivo na balança comercial, a soma das elasticidades preço da demanda de exportações e importações deve ser maior que a unidade na formulação formal da condição de ML, pois o efeito líquido na balança comercial depende das elasticidades. Se o bem exportado é elástico a preço, a sua demanda cresce mais do que proporcional que o efeito da queda do seu preço, enquanto isso, a receita das exportações crescerá. Já se o bem importado é elástico a seu preço, uma elevação do preço pode acarretar um aumento dos custos de importações mais do que proporcional e a consequente melhoria na balança comercial em razão dos desestímulos de importar os bens estrangeiros. Em outras palavras, para a Condição de Marshall-Lerner se verificar em determinado país, os bens tanto de exportação quanto de importação têm que ser relativamente elásticos.

A derivação do efeito da taxa de câmbio real em relação à balança comercial é conhecida como:

$$\frac{\partial N_x e}{\partial e X} = \frac{\partial X e}{\partial e X} - \frac{\partial Q e}{\partial e Q} - 1 \geq 0 \quad (4)$$

Onde $\frac{\partial N_x e}{\partial e X}$ é a relação entre a balança comercial e taxa de câmbio real, $\frac{\partial X e}{\partial e X}$ é a elasticidade preço da demanda de exportação, $\frac{\partial Q e}{\partial e Q}$ é a elasticidade preço da demanda de importação e e é a taxa de câmbio real.

Pela derivação matemática é aceito também a CML estrita na literatura, a qual sugere a soma das elasticidades preço de exportação e importação seja exatamente igual à unidade, o que não é diferente de dizer que a relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial é nula.

A literatura sobre a validade da Condição de Marshall-Lerner (CML) no Brasil não é muito abundante apesar da sua importância teórica. A maior parte dos trabalhos investiga o fenômeno da curva J e em complementar, cita o resultado do teste da CML. O desenvolvimento recente dos métodos econométricos usados para os testes da validação da CML tem permitido discussões diferentes sobre o presente assunto.

Bahamani e Niroomand (1998) abordaram pela primeira vez o método do teste da raiz unitária e cointegração no intuito de validar a CML por meio da estimação de funções de demanda de exportação e importação e mais tarde com a confirmação da relação de longo prazo entre as variáveis das funções de demanda, foram obtidas estimativas do valor da elasticidade preço e renda da demanda para a cerca de 30 países, usando dados anuais durante o período de 1960 a 1992. Os resultados mostraram que em quase todos os países foi verificada a existência da Condição de Marshall-Lerner, o que equivale a dizer que a desvalorização teve seu impacto positivo na balança comercial.

Boyd *et al.* (2001) testaram a relação da taxa de câmbio real com o desempenho da balança comercial no longo prazo. O trabalho foi realizado com três tipos de modelos econométricos para tal finalidade em oito países, a técnica de Vetor Autorregressivo (VAR), Modelo de Correção de Erro (VECM) e Modelo de Defasagem Distribuída Autorregressiva (ARDL). A primeira considerou as variáveis, a balança comercial, a taxa de câmbio real, renda interna e externa como endógenas; a segunda incluiu a renda externa como uma variável externa e, a última incluiu todas as variáveis, menos a balança comercial, como exógenas. As evidências indicaram uma fraca relação de exogeneidade entre a taxa de câmbio real e a renda com a balança comercial e quando mais variáveis forem consideradas como exógenas, a tendência da validade da CML é aumentada. A Condição de Marshall-Lerner apenas se verificou em cinco (França, Alemanha, Japão, Holanda e os EUA) dos oito países após a apuração dos resultados, nos países como o Canadá, Itália e Reino Unido não foi encontrada a Condição de Marshall-Lerner.

Moura (2005) estudou o efeito da desvalorização cambial sobre o desempenho da balança comercial do Brasil para o período de 1990 a 2003. O autor adotou os testes da raiz

unitária e de cointegração para avaliar a relação de longo prazo e curto prazo entre as duas variáveis mencionadas anteriormente e optou pelo uso de modelos com mudanças de Regime Markoviano para detectar as alterações constantes do regime cambial durante o período. Ao mesmo tempo, o autor aplicou os testes tanto para o modelo linear quanto para o modelo não linear em questão. Os resultados permitiram concluir que foi confirmada a relação de longo prazo e essa relação é positiva, o que afirmou a existência da Condição de Marshall-Lerner.

Mendes (2007) apresentou um estudo empírico para indagar a dinâmica da economia brasileira no período de 1990 a 2007. Utilizou-se a metodologia do modelo VAR e a função da resposta ao impulso para captar a relação de longo prazo e curto prazo entre a balança comercial e desvalorização cambial. Os dados evidenciaram uma presença da Condição de Marshall-Lerner no Brasil no período estudado, mas não foi possível encontrar a curva J no curto prazo.

O trabalho feito pelo Skiendziel (2008) buscou estimar as elasticidades de oferta e de demanda das funções de importação e exportação para o Brasil no período de 1991 a 2007. Os resultados encontrados mostraram que as elasticidades de demanda somam um valor superior à unidade para o curto e longo prazo. Portanto concluiu que a Condição Marshall-Lerner foi válida no período analisado.

Kalyoncu *et al.* (2009) investigaram a efetividade da relação entre a desvalorização cambial e a balança comercial para quatro países da América Latina, Argentina, México, Brasil e Peru. Os autores usaram os testes de cointegração e a função de resposta ao impulso para identificar o efeito de longo prazo e de curto prazo da desvalorização cambial sobre a balança comercial. Devido à indisponibilidade de dados, os autores escolheram os períodos diferentes para cada país, sendo para o Brasil o período foi de 1991 a 2005, 1993 a 2005 para a Argentina, 1981 a 2005 para o México e 1975 a 2005 para o caso do Peru. Os autores concluíram que a Condição de Marshall-Lerner foi encontrada apenas para Argentina e Peru, o Brasil e o México não tiveram uma relação positiva entre a desvalorização cambial e a balança comercial no período analisado.

3. MÉTODOS E PROCEDIMENTOS

Esta seção visa descrever os métodos e procedimentos adotados para a investigação dos dois modelos, PPC e CML. Foi utilizado o programa *Stata* 12.0 para a obtenção dos resultados estatísticos dos dois modelos e o método de séries de tempo foi optado para as análises das relações de longo prazo entre as variáveis em questão. O modelo de séries temporais busca averiguar as inter-relações entre as variáveis ao longo do tempo, o que correspondem exatamente ao objetivo deste trabalho.

A verificação empírica da PPC foi feita pela estimação da relação entre a taxa de câmbio e os relativos índices de inflação dos países analisados (Brasil e Estados Unidos), usando o teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) e a técnica de cointegração de *Engle-Granger*. As séries coletadas para testar a PPC abrangeram 20 anos da economia contemporânea brasileira, fragmentadas em 252 dados mensais. Segundo Zini Jr. (1993), a razão pela qual as séries da validação da PPC devem ser relativamente longas está no fato de que o fluxo de capital pode afetar a disseminação tecnológica na esfera de produção em uma economia aberta via investimentos reais.

Por outro lado, a validação da CML, que consiste em verificar a relação entre a taxa de câmbio real e o desempenho da balança comercial, introduziu o modelo de Vetor Autorregressivo (VAR), o teste de *Johansen* e o modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM) para fins de análises e também foram feitos os testes de estacionariedade de ADF. Da mesma forma, utilizaram-se os dados mensais do período de 1994 a 2014.

3.1. Métodos da validação da Teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC)

A teoria da Paridade do Poder de Compra foi testada neste trabalho por meio da estimação da sua versão absoluta para verificar a relação de equilíbrio entre a taxa de câmbio e os preços relativos. A versão absoluta estabelece uma razão, entre a taxa de câmbio e os preços relativos, igual à unidade no longo prazo. De acordo com Holland e Pereira (1999), o equilíbrio deve ser mantido de forma que o câmbio nominal se ajusta às alterações do diferencial dos preços relativos ao longo do tempo e, por conseguinte, a paridade cambial será sustentada. Já a versão relativa da teoria é o resultante da explicação de uma constante entre o câmbio e os preços relativos no longo prazo. Habitualmente esta última versão é exposta em termos de variações ao invés de ser em nível, como o caso da versão absoluta.

A teoria da PPC se baseia na Lei do Preço Único (LPU), a qual afirma que o mesmo produto deve ser comercializado pelo mesmo valor, mesmo que esteja em locais diferentes, contudo, esta lei está sujeita a vários pressupostos, tais como a inexistência de custos de transação, a informação perfeita, o livre comércio e a homogeneidade de bens. Conforme Kennebly (2003), a igualdade à unidade do equilíbrio da taxa de câmbio é mais dificilmente encontrada na realidade econômica e isso poderia reduzir a possibilidade de encontrar evidências empíricas sólidas para a versão absoluta. Também há argumentos favoráveis ao uso da versão relativa da PPC, como Krugman e Obstfeld (2010), no qual diz que devido à existência dos produtos que se diferem em termos de composições e coberturas na elaboração dos índices de preço nos países, seria mais lógico analisar a variação percentual das variáveis ao invés de comparar os valores absolutos. Contudo, mesmo com as condições e os argumentos desfavoráveis à PPC absoluta, ainda foi escolhida a versão absoluta como o modelo principal de análise neste trabalho por dois motivos: primeiro, o modelo original de Thirlwall utilizou a versão absoluta da PPC como o pressuposto e não a PPC relativa; segundo, devido à abordagem da variação percentual na PPC relativa, possivelmente, é distorcida a relação de cointegração estabelecida por *Engle-Granger*, pois o uso da taxa de crescimento ou a primeira diferença prejudica as inferências estatísticas, considerando que o mesmo já é a forma de correção da não estacionariedade das séries. Caso as variáveis em nível sejam do processo de $I(0)$, a realização do teste de cointegração de *Engle-Granger* será dificultada. Com isso, foi preferível a utilização da versão absoluta do modelo, abrangendo um horizonte temporal mais recente, de 1994 a 2014, com dados mensais.

Segundo o modelo linear estrutural de Kannebly (2003), a equação da PPC será dada da seguinte maneira:

$$R = \frac{EP^*}{P} \quad (5)$$

Onde R é a taxa de câmbio real, E é a taxa de câmbio nominal, P^* é o preço externo e P é o preço doméstico.

Assim, a relação de equilíbrio reflete o poder aquisitivo de duas economias abertas onde os preços internos e externos são relacionados por meio de taxa de câmbio.

A transformação da equação (1) em forma de logaritmo é dada pela seguinte equação:

$$r = e + p^* - p \quad (6)$$

Essa transformação logarítmica não altera as propriedades do modelo, apenas faz com que a equação torne linear. De acordo com Mendes (2007) a transformação logarítmica tem o intuito de melhorar a interpretação dos resultados obtidos, pois a mesma indica a variação percentual nos resultados e representa a elasticidade das variáveis. A verificação de longo prazo consiste em validar se o termo $e + p^* - p$ apresenta uma tendência de retornar ao seu equilíbrio no longo prazo. Consequentemente, a versão absoluta do modelo contemplada no tempo, conforme Kannebley (2003) pode ser moldada a partir da equação (6):

$$e_t + p_t^* = \beta_0 + \beta_1 p_t + u_t \quad (7)$$

Em que β_0 é a constante, β_1 é o coeficiente de interesse do modelo e u_t é o choque de inovação.

Dessa maneira, verificar se as variáveis z_t , onde $z_t = e_t + p_t^*$, e p_t seguem um processo de I (1) (estacionário em primeira diferença) e se as duas são cointegradas são os objetivos primordiais dos testes econométricos.

Na literatura existem várias formas de estimar a relação de longo prazo, os métodos econométricos mais utilizados são os testes de raiz unitária e da técnica de cointegração de *Engle-Granger* ou de *Johansen*. O teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) e o teste de *Engle-Granger* foram realizados para a validação da PPC no presente trabalho.

A princípio, o período compreendido para a estimação do modelo de PPC foi entre janeiro de 1994 e dezembro de 2014, constituindo, portanto, uma amostra de 252 dados mensais. Foi utilizado o Índice de Preço ao Consumidor Amplo mensal (IPCA) para os preços domésticos dos bens *tradables* e *non-tradables*, com base nos dados de número índice de 2010, coletados pelo site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC). O Índice de Preço ao Produtor mensal (IPA) dos Estados Unidos representa os preços externos dos bens *tradables*, apurado com dados de número índice de 2010 do FMI/IFS, e a taxa de câmbio nominal encontrada no [ipeadata](http://ipeadata.gov.br)³ com a fonte do Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), R\$/US\$ - comercial - compra- média mensal.

³ [ipeadata: www.ipeadata.gov.br](http://ipeadata.gov.br)

Segundo Balassa (1964), a produtividade de uma economia pode afetar a variação da taxa de câmbio. Os países que apresentam uma maior produtividade nos setores de bens comercializáveis podem elevar o preço relativo no setor de bens não comercializáveis, principalmente, o setor de serviços, por meio de mobilidade do fator trabalho. O pressuposto da PPC, a LPU, implica que os preços dos bens comercializáveis tendem a igualar aos preços no mercado internacional, conseqüentemente, os países com ganhos maiores de produtividade podem apresentar um câmbio sobrevalorizado em função do aumento de preço no setor de bens não comercializáveis. Dessa maneira, foi preferível escolher os índices de preços que envolvem, pelo menos, a maior parte dos bens comercializáveis aos índices de preços dos bens não comercializáveis para que tenha uma homogeneidade dos bens e a moeda doméstica tenha um relativo equilíbrio em relação à PPC e por último, o efeito da arbitragem internacional também possa ser contemplado no modelo.

Antes de introduzir os testes, é relevante expor o método econométrico que a literatura tem desenvolvido no campo da verificação de uma relação de longo prazo.

Segundo Engle e Granger (1987 apud Wooldridge, 2010, p. 595), as duas variáveis y_t e x_t são ditas cointegradas, em outras palavras, apresentam uma relação de longo prazo, se elas forem do processo de I (1) (estacionária na primeira diferença), então se pode entender que, de forma geral, a sua diferenciação dada por $w_t = y_t - \beta x_t$ possivelmente segue I (1) para qualquer β . Nesse contexto, caso haja um $\beta \neq 0$ que faça com que $y_t - \beta x_t$ seja um processo de I (0), o qual indica a inexistência de autocorrelação, a média zero e a variância constante da série. Pode-se concluir que as variáveis y_t e x_t são cointegradas e β é chamado de parâmetro de cointegração.

Para testar se as variáveis z_t e p_t da questão seguem um processo de I (1), é crucial investigar a raiz unitária das séries do modelo. Gujarati (2010) argumenta que para que uma série seja considerada um processo estocástico estacionário, algumas premissas devem ser satisfeitas, tais como, a média não muda com o tempo, a variância constante e a autocorrelação depende apenas da distância no tempo. Para a análise da estacionariedade das séries, foram feitos teste informal e formal. O teste informal foi a análise gráfica, enquanto o teste formal da raiz unitária abordado foi o teste de *Dickey-Fuller (DF)* e *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)* com h defasagens de Δy_t . De acordo com Wooldridge (2010) a inclusão das defasagens de Δy_t tem finalidade de eliminar as correlações seriais em Δy_t , mas o número de defasagem não deve ser em excesso. Em geral, 12 defasagens para dados mensais são

recorrentes, porém, isso não é uma regra rígida. Assim, a hipótese nula do teste de raiz unitária testada indica que as séries apresentam uma raiz unitária, ou seguem um processo de I (1), ou o coeficiente de correlação serial em valores absolutos é igual a um.

$$H_0: |\rho| = 1$$

$$H_a: |\rho| < 1$$

Devido às especificidades do programa (*Stata 12.0*) utilizado, será modificada a hipótese nula para: $\theta = |\rho| - 1 = 0$. A equação com uma defasagem do teste de *DF* é da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = a + \theta y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$\Delta y_t = a + bt + \theta y_{t-1} + u_t \quad (10)$$

A escolha mais apropriada das três equações acima depende da teoria econômica estudada, do valor de ρ , o que não pode ser maior que um e se os coeficientes são estatisticamente significantes. Se o coeficiente θ for próximo de zero, então o coeficiente de correlação serial pode chegar a ser próximo de um, ou, se a estatística tau (τ) for maior do que os valores críticos da tabela abaixo, não é rejeitada a hipótese nula em que afirma a existência d raiz unitária. Portanto, as séries são não estacionárias.

O teste de *ADF* com h defasagens é dado pelas equações a seguir:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \sum_{h=1}^{t-1} \Delta r_h y_{t-h} + e_t \quad (11)$$

$$\Delta y_t = a + \theta y_{t-1} + \sum_{h=1}^{t-1} \Delta r_h y_{t-h} + e_t \quad (12)$$

$$\Delta y_t = a + bt + \theta y_{t-1} + \sum_{h=1}^{t-1} \Delta r_h y_{t-h} + e_t \quad (13)$$

As tabelas abaixo apresentam os valores críticos do teste de ADF nos dois casos.

Tabela 1⁴

Valores críticos do teste de raiz unitária, sem termo determinístico.

Nível de significância	1%	2,50%	5%	10%
Valor crítico	-3,43	-3,12	-2,86	-2,57

Tabela 2

Valores críticos do teste de raiz unitária, com termo determinístico.

Nível de significância	1%	2,50%	5%	10%
Valor crítico	-3,96	-3,66	-3,41	-3,12

O teste de cointegração de *Engle-Granger* somente pode ser aplicado quando a série é não estacionária em nível, mas torna estacionária em primeira diferença.

Entretanto, antes de buscar a relação de longo prazo pelos métodos econométricos, é necessário conhecer o vetor de cointegração conforme Wooldridge (2010). Para obter uma estimativa realista do vetor de cointegração é mais adequado estimá-lo ao invés de supor que o mesmo seja um determinado valor. Assim, deve testar a hipótese nula de que o vetor de cointegração, β , é igual a um.

$$H_0: \beta = 1$$

Foi aplicado o modelo de estimador de antecipações e atrasos de *Stock-Watson*. Se a estatística *student t* for maior do que os valores críticos, a hipótese nula é rejeitada. O motivo da abordagem do modelo de *Stock-Watson* é que o mesmo tem a vantagem de eliminar a correlação serial e não exogeneidade das séries segundo Wooldridge (2010).

Tendo o resultado das variáveis no que diz respeito às ordens de integração do processo e o coeficiente de cointegração, o teste de cointegração é explicado conforme a equação abaixo:

$$w_t = y_t - \beta x_t \quad (14)$$

⁴ As tabelas 1 e 2 são extraídas no livro de Wooldridge, ed. 2010.

Se os resíduos da equação (14) não apresentam uma raiz unitária e a variável dependente e independente são do processo de I (1) em nível e I (0) em primeira diferença, a conclusão pode levar a afirmar que as duas variáveis y_t e x_t possuem um comportamento de longo prazo.

3.2. Métodos da validação da Condição de Marshall-Lerner (CML)

A verificação da CML no Brasil foi realizada com base na investigação dos impactos da mudança de taxa de câmbio real sobre o desempenho da balança comercial brasileira durante um horizonte temporal de 20 anos, perfazendo um total de 252 dados mensais. É possível considerar um modelo com dois países em que o resto do mundo é representado pelo país estrangeiro. A formulação da balança comercial é dada por,

$$BC = PX(Y^*, R) - PM(Y, R) \quad (15)$$

Onde BC indica a balança comercial; PX é o total de quantidade de exportações do país local, que depende de Y^* (renda externa) e R (a taxa de câmbio real); PM é o total de importações e Y é a renda interna do país.

De forma geral, o modelo da balança comercial é expresso em logaritmo e a sua explicação é idêntica ao que foi mencionado anteriormente no modelo de PPC com argumentos de Mendes (2007). Segundo o mesmo autor, a equação de equilíbrio de longo prazo da balança comercial pode ser expressa da seguinte maneira,

$$bc = a + by_t + cy_t^* + dr_t + u_t \quad (16)$$

Em que todas as variáveis estão em logaritmo. A variável u_t é um termo de erro. Sendo assim, foi de interesse do presente trabalho investigar o coeficiente da taxa de câmbio real no modelo frente a variável da balança comercial.

Foram coletados os dados do índice quantum de exportação e importação brasileira com ano base em 2006 no site de Funcex⁵, calculando a razão entre eles para representar a variável Balança Comercial (BC). Conforme Mouro (2005), há vários motivos para definir

⁵ Funcex: Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior.

BC como tal. Uma das razões é que esse índice apresenta a invariância a alterações nas unidades de medida, a outra explicação consiste na insensibilidade aos deflatores utilizados. Banmani-Oskoe (1991 apud Mouro 2005) dizem que por este último motivo, a balança comercial pode ser tratada tanto nominal como real. A segunda variável, a renda interna brasileira (Y), foi obtida por meio do banco de dados do Ipeadata com a fonte do Banco Central (BCB Boletim/Ativ. Ec.), em forma de PIB mensal. Devido à indisponibilidade de dados mensais para a variável PIB real, foi feita por conta própria a deflação no PIB nominal com IGPM, este último coletado no Ipeadata e o PIB real foi elaborado com o ano base em 2010. O cálculo do IGPM é a média ponderada de três índices de preços: Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA-M), Índice de Preços ao Consumidor (IPC-M) e Índice Nacional de Custo da Construção (INCC-M). Foi preferido a optar o IGPM como o deflator da renda interna justamente por causa da sua abrangência na avaliação do nível geral dos preços no país. A renda do resto do mundo (Y^*) foi representada pela *proxy*, o índice de preço de commodities mundial, pois tal índice abrange as variações de preço dos produtos primários no mercado internacional, um aumento desse índice pode refletir diretamente na renda dos países exportadores no mercado internacional ou países importadores brasileiros. Esse índice mundial foi encontrado no FMI/IFS com ano base de 2010. Por último, a variável taxa de câmbio real é calculada a partir da taxa nominal encontrada no Ipeadata com a fonte do Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), R\$/US\$ - comercial - compra- média mensal, deflacionada pelo IPCA brasileiro, o índice de preço amplo obtido no Ipeadata e pelo IPA dos Estados Unidos.

Similarmente aos métodos adotados para a verificação da PPC, a validação da CML também foi submetida a testes anteriormente citados. Em primeiro lugar, foi feito o teste de raiz unitária para analisar a estacionariedade de cada variável. Se os resultados indicarem a existência de raiz unitária, será necessário aplicar a correção com a primeira diferença. Segundo Wooldridge (2010), a utilização da primeira diferença pode tornar a variância da série constante e a média zero. Em segundo lugar, se todas as variáveis fossem estacionárias em primeira diferença, devia testar a relação de longo prazo. A técnica abordada para a validação do modelo de CML foi o teste de cointegração de *Johansen* em função das vantagens que o mesmo sobrepõe em relação aos outros testes de cointegração, em casos que envolvem mais de duas variáveis explicativas.

Antes de tudo, foi estimado um modelo VAR com variáveis em nível para a seleção de defasagens. O critério da seleção AIC (*Aikake Information Criterion*) foi considerado junto com os resultados estatísticos de LR (*Sequential Modified LR Test Statistic*) e FPE (*Final Predict Error*) para a melhor escolha de defasagens.

O teste de cointegração de *Johansen*, segundo Moura (2005), oferece mais precisão na detecção de números de vetor de cointegração, quando há mais de duas variáveis envolvidas no modelo e também restringe parâmetros do vetor de cointegração, além de reduzir os possíveis erros de estimação por não ser um processo de dois estágios, como o teste de cointegração de *Engle-Granger*.

Feijó e Morales (2008) explicam que o procedimento do teste de *Johansen* é uma extensão do teste de *Dickey-Fuller* para um vetor de variáveis:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t \quad (17)$$

Onde A_i é um conjunto de matriz e Y_t é um vetor de variáveis, aplicando a primeira diferença à equação (17), pode transformá-la em equação abaixo:

$$\Delta Y_t = D_1 \Delta Y_{t-1} + D_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + D_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} - D Y_{t-1} + U_t \quad (18)$$

Em que $D = I - A_1 - A_2 - \dots - A_p$, $D_{p-1} = -A_p$, $D_{p-2} = -A_p - A_{p-1} - \dots - A_2$. Caso D tenha um posto nulo, então qualquer combinação linear de Y_t não será estacionária e não terá nenhum vetor de cointegração. Se D tiver um posto (γ) menos do que o posto completo, então isso indicará uma relação de cointegração. Dessa forma, o teste de *Johansen* consiste em verificar se a matriz D tem ou não um posto reduzido. Ao mesmo tempo, por ser um estimador da função da máxima verossimilhança, dois testes de razão de verossimilhança foram feitos para encontrar o número de vetor de cointegração. Um é o valor estatístico do traço da matriz, r_{trace} e outro é máximo autovalor, r_{max} . De acordo com Holland e Pereira (1999), as estatísticas que conduzem os testes de razão de verossimilhança podem ser representadas da seguinte maneira:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i) \quad (19)$$

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (20)$$

Onde λ_i é valor estimado de autovalores e T é número de observações.

Enquanto os valores do traço e do máximo autovalor obtidos não forem menores do que os valores críticos, as respectivas hipóteses nulas propostas são rejeitadas. Dessa forma, pode definir o número de coeficiente de cointegração conforme os valores do traço e as hipóteses nulas no teste.

Depois de ter obtido o número de vetor de cointegração e o número de defasagem adequado, foi aplicado o modelo de VECM para a estimação do modelo dinâmico e obter a equação de cointegração. No caso desse trabalho, os coeficientes de longo prazo são objetivos da estimação, por isso, não foi analisada a dinâmica de curto prazo do modelo. As análises sobre os coeficientes podem conduzir os resultados à explicação da relação de longo prazo entre a balança comercial e a taxa de câmbio real.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1. Análise dos resultados da PPC

Inicialmente foi testada a estacionariedade das variáveis via a inspeção visual. Os gráficos abaixo mostram o comportamento das três variáveis em nível ao longo do tempo. Claramente, todas as variáveis possuem uma tendência crescente ao longo dos anos. Mas para ter resultados mais confiáveis, foi feito o teste de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) para todas as variáveis em nível e obteve de fato a confirmação de não estacionariedade, ou seja, I (1). Os resultados de ADF encontram-se na tabela 1 do APÊNDICE I.

Gráfico 1.0 – série da $\ln CMBIO$

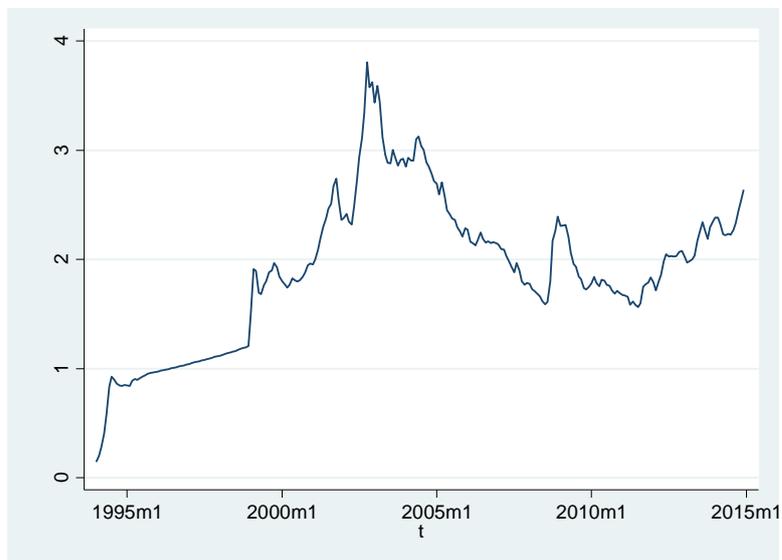


Gráfico 1.1 – série da $\ln IPCA$

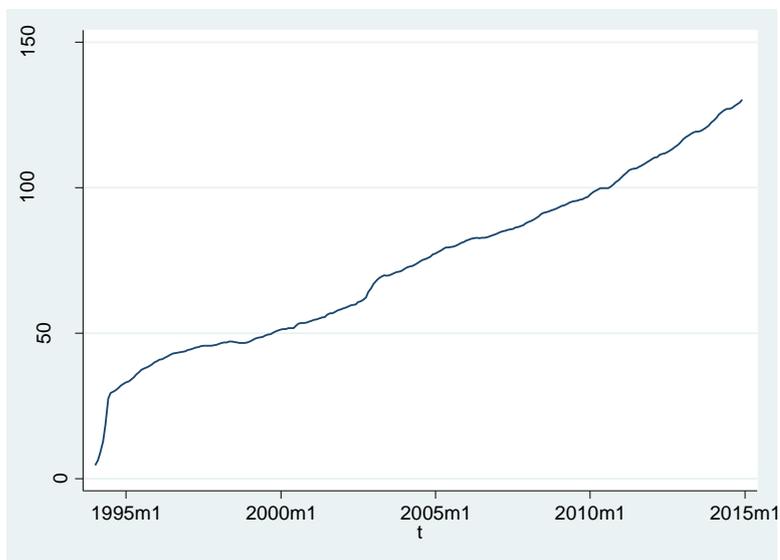
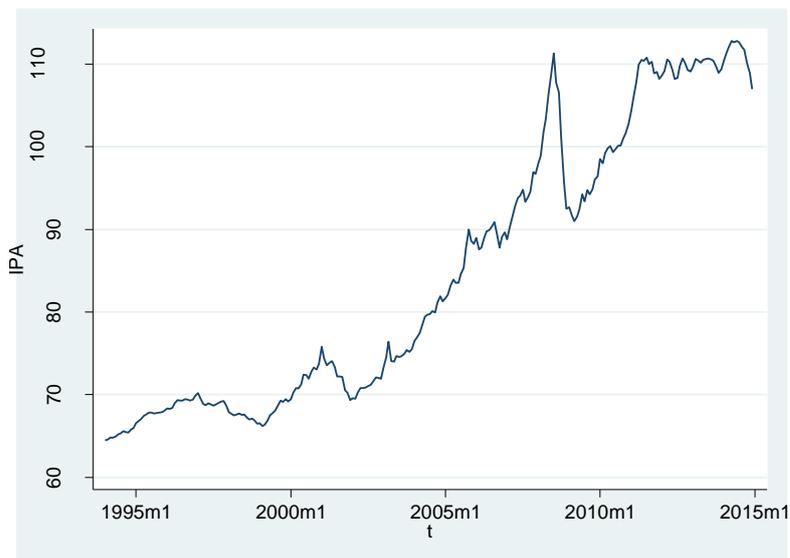


Gráfico 1.2 – série da $\ln IPA$



Fonte: elaboração própria com uso do programa *stata 12.0*.

Devido à implementação do Plano Real nos primeiros meses de 1994, as séries da taxa de câmbio e o nível do preço de IPCA da época sofreram oscilações relevantes e seus comportamentos mostraram bastante volatilidade, portanto, foram utilizados apenas os dados a partir do mês de julho de 1994.

As séries estudadas na versão absoluta da PPC são apresentadas nos gráficos abaixo. Foi possível observar que os dados, após a eliminação dos primeiros seis meses de 1994, apresentam aparentemente a estacionariedade em primeira diferença.

Gráfico 2.0 $\Delta \ln CMBIO$

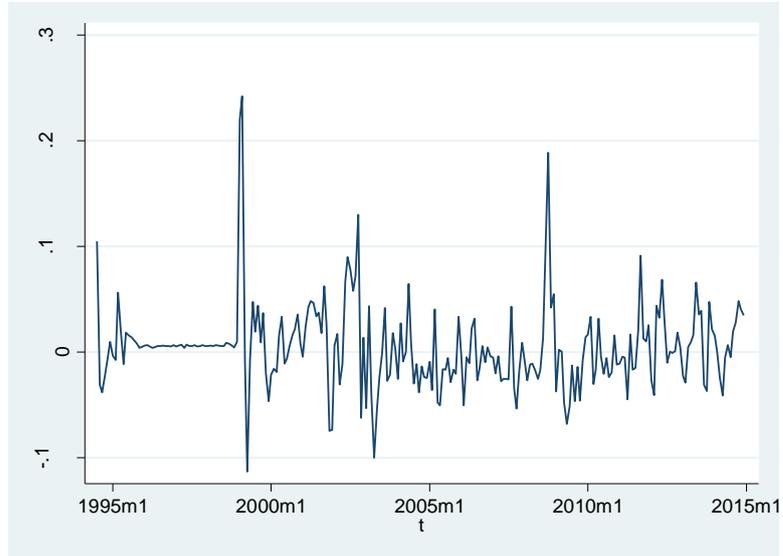


Gráfico 2.1 $\Delta \ln IPCA$

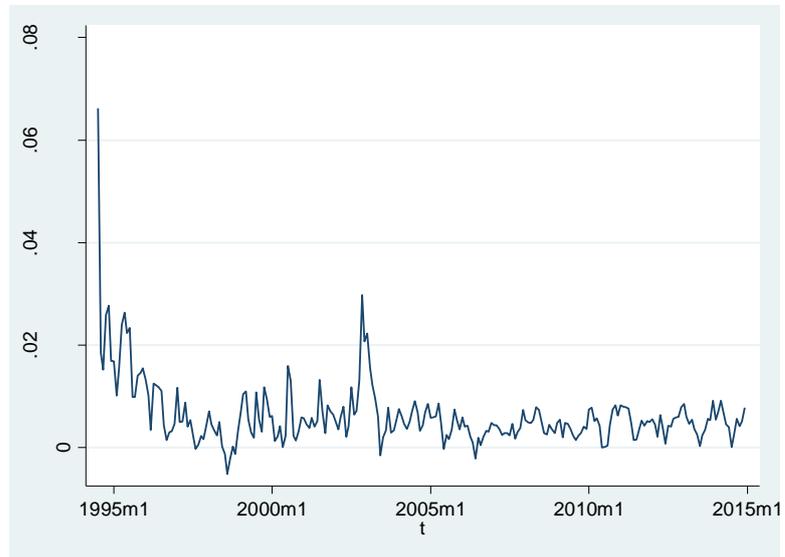
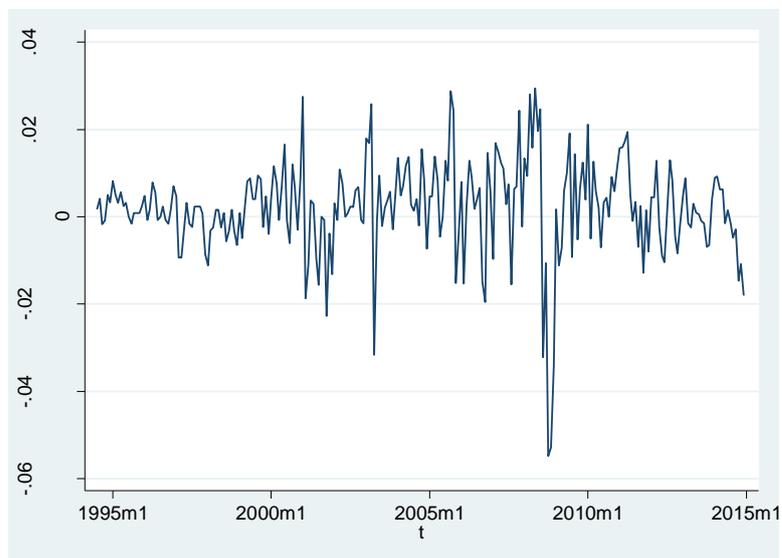


Gráfico 2.2 $\Delta \ln IPA$

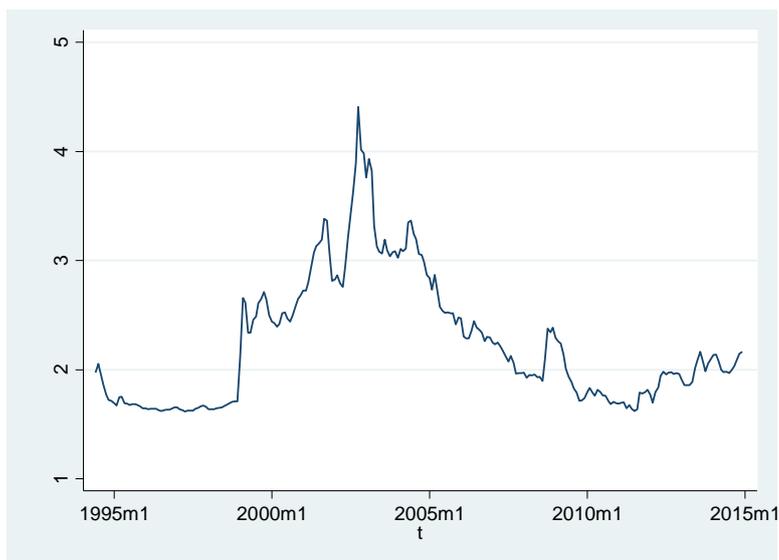


Fonte: elaboração própria com uso do programa *stata 12.0*.

Da mesma forma, se considerou mais convincente a adoção de um teste formal para a análise da estacionariedade dos dados diferenciados. Então, foi aplicado o teste de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) para verificar a existência de raiz unitária para cada série. Os resultados do teste em primeira diferença estão na tabela 1 do APÊNDICE I. Os testes de ADF concluíram que as três séries em primeira diferença da questão não apresentaram a raiz unitária em todas as três condições (sem a tendência determinística e com a constante; sem a tendência e sem a constante e no último caso com a tendência), pois os valores absolutos encontrados de $z(t)$ foram maiores que todos os valores críticos do teste de ADF, portanto, rejeitou a hipótese nula de que há raiz unitária nas séries e foi possível afirmar que as séries são estacionárias e seguem o processo de $I(0)$ em primeira diferença. Ao mesmo tempo, os resultados obtidos sobre a estacionariedade da variável $z_t = e_t + p_t^*$, também indicaram que essa variável segue o processo de $I(1)$ em nível e $I(0)$ na sua primeira diferença. Em outras palavras, as variáveis z_t e p_t seguem a mesma ordem de integração. As conclusões encontradas dos testes de raiz unitária das três variáveis divergem com os resultados encontrados por alguns autores na década de 80 e início da década 90, pois a taxa de câmbio e o nível de inflação tem tido uma estabilidade nos anos mais recentes em comparação aos períodos anteriores, principalmente, após o Plano Real da década 90.

Após os testes da raiz unitária da taxa de câmbio e os preços relativos, foi novamente abordado o método de análise gráfica para a investigação do comportamento de longo prazo da taxa de câmbio real. O gráfico 3.0 abaixo é a taxa de câmbio real brasileira, deflacionada pelo IPCA brasileiro e IPA americano durante os 20 anos analisados.

Gráfico 3.0 – taxa de câmbio real em nível.



Fonte: elaboração própria com uso do programa *stata 12.0*.

No gráfico 3.0 acima a taxa de câmbio real apresentou uma volatilidade visível durante o período analisado. Porém, ainda é cedo para concluir qualquer afirmação antes de realizar os testes de cointegração.

Para testar a cointegração das variáveis é necessário saber o coeficiente da cointegração do modelo, o trabalho testou o coeficiente de cointegração β igual a um em primeira instância. Os resultados encontrados da diferença entre z_t e p_t seguem um processo de $I(1)$ com a aplicação do teste de ADF, isto é, não sugeriu a relação de longo prazo entre as variáveis. Os resultados são apresentados na tabela 1 da seção APÊNDICE I. Porém, mesmo assim, não foi possível definir nada ainda neste momento, devido à suposição do valor do vetor de cointegração.

Dessa maneira, foi testado o modelo de estimador de antecipações e atrasos de *Stock-Watson* para estimar o vetor de cointegração, β . O valor estimado de β foi 0,0197 e a estatística t foi 0,458, o que levou a não rejeitar a hipótese nula de que $\beta = 1$. Portanto, concluiu-se que as variáveis de taxa de câmbio e os preços relativos de fato não são

cointegradas e não apresentam uma relação de longo prazo, o que equivale a dizer que a taxa de câmbio real possui um comportamento instável e a PPC não foi verificada no Brasil no período.

4.2. Análises dos resultados da CML

Os gráficos 4.0, 4.1, 4.2 e 4.3 abaixo mostram o comportamento das variáveis analisadas em logaritmo ao longo do período entre 1994 e 2014. Foi possível observar que todas as variáveis apresentam tendências no período. Particularmente, as variáveis da balança comercial e taxa de câmbio real mostraram um comportamento bem similar e as variáveis da renda interna e externa também apresentaram tendências crescentes na mesma direção. Contudo, ainda foi necessário realizar os testes formais para investigar a estacionariedade de cada variável.

Gráfico 4.0 – $lnbc$

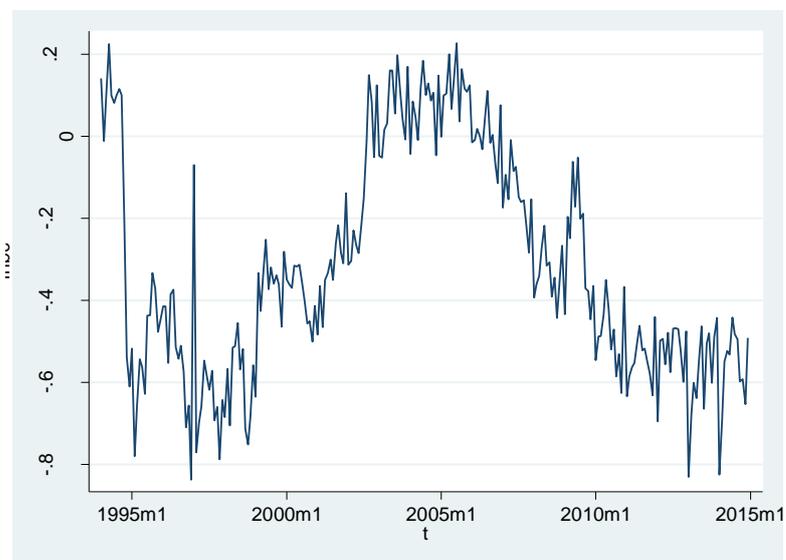


Gráfico 4.1 - $\ln r$

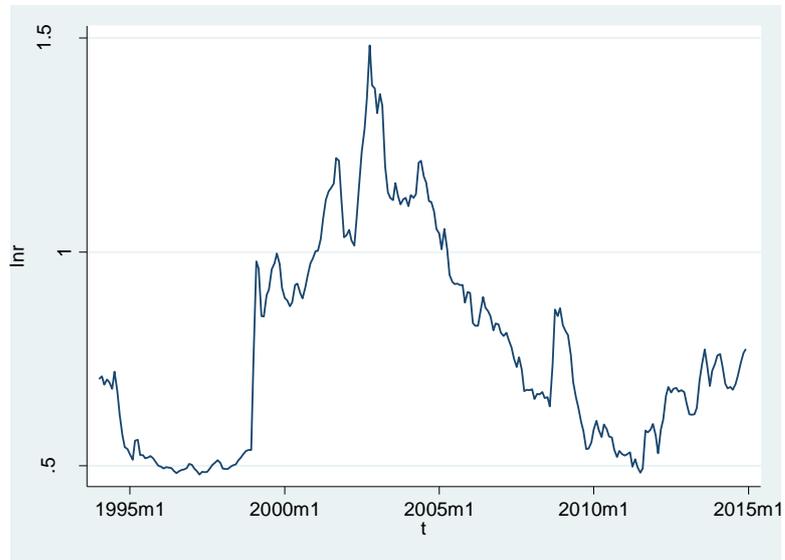


Gráfico 4.2 - $\ln y_d$

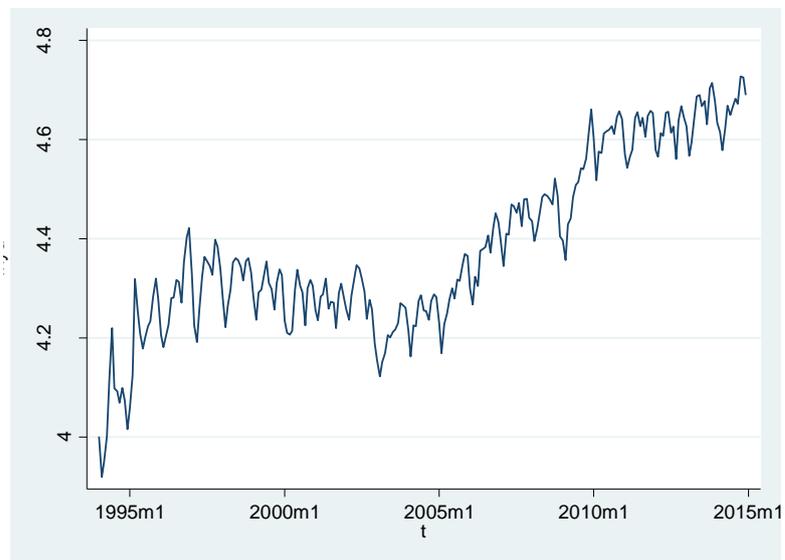
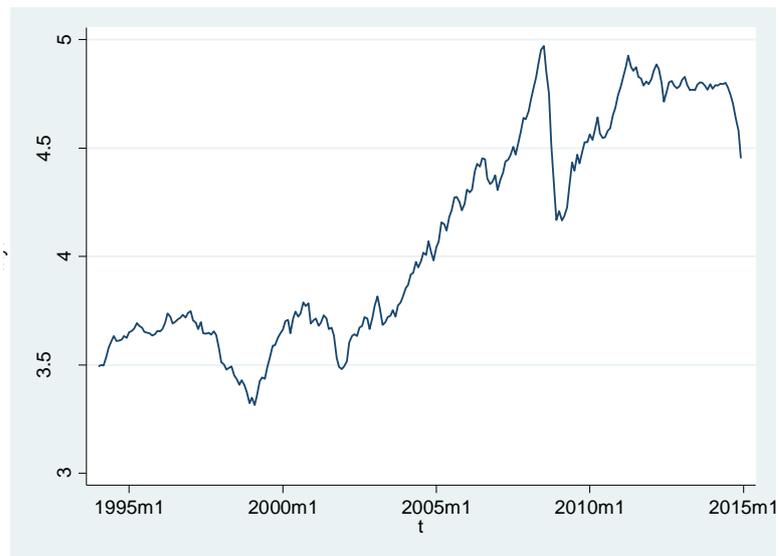


Gráfico 4.3 - $\ln y_f$



Fonte: elaboração própria com uso do programa *stata 12.0*.

O teste de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) foi feito para a investigação da raiz unitária de cada variável e os resultados são apresentados na tabela A.

Tabela A⁶ – os valores de ADF das variáveis em logaritmo e na primeira diferença.

Variáveis	$Z(t)^1$	$Z(t)^2$	$Z(t)^3$
lnbc	-2,44	-1,17	-2,43
lnr	-1,82	-0,47	-1,81
lnyd	-2,67	0,95	-4,7
lnyf	-1,33	0,64	-2,09
d.lnbc	-15,25	-15,26	-15,23
d.lnr	-10,91	-10,94	-10,9
d.yd	-12,41	-12,35	-12,39
d.yf	-7,57	-7,55	-7,56

A tabela acima mostrou que, de fato, todas as quatro variáveis apresentaram não estacionariedade na forma logaritmo, pois os valores obtidos em módulo pelo teste de ADF foram menores do que os valores críticos a todos os três níveis de significância (1%, 5% e

⁶ As notas de rodapé 1, 2 e 3 dos valores obtidos do ADF da tabela A indicam o modelo sem inclusão da tendência, mas com a constante, sem inclusão da tendência e sem constante e com inclusão da tendência e com constante, respectivamente.

10%). Já quando se tratam das suas primeiras diferenças, todas as variáveis tornaram significantes e estacionárias. Portanto, concluiu-se que as variáveis do modelo da CML são do processo de I (1). Sendo assim, foi possível proceder às análises com os testes de cointegração para verificar a possível relação de longo prazo entre a balança comercial e a taxa de câmbio real.

O teste de cointegração de *Johansen* foi aplicado no caso da validação da CML. Mas antes de realizar o teste de *Johansen*, foi estimado o modelo VAR para selecionar as defasagens apropriadas, o resultado do VAR sugeriu a utilização de quatro defasagens, pois os valores de AIC, LR e FPE indicaram o mesmo nível de defasagem. Os resultados são ilustrados na tabela 2 do APÊNDICE II. Os resultados do teste de *Johansen* encontrados na tabela 3 do APÊNDICE II afirmaram que de fato há uma relação de longo prazo entre as variáveis, pois o valor do traço estatístico, r_{trace} , é menor do que o valor crítico a 1% no posto 1, mas é maior no posto 0, portanto, rejeita a hipótese nula de que não há vetor de cointegração ao nível de 1% de significância e não rejeita a hipótese alternativa de que tem um vetor de cointegração. Assim, foi possível aceitar que o modelo possui apenas um vetor de cointegração a 1%. Essa conclusão estatística levou a estimação do modelo VECM e a equação de cointegração. As evidências empíricas da estimação do modelo de *Johansen* normalizado mostraram que os coeficientes das variáveis de longo prazo foram estatisticamente significantes e são apresentados a seguir.

$$\beta = (1, -0,5118, 1,7622, -0,5255, -4,8229)$$

Os resultados do modelo estão na tabela 5 do APÊNDICE II, em outras palavras, a equação estimada da relação de longo prazo da CML pode ser expressa da seguinte forma:

$$\ln bc = 4,8229 + 0,5118 \ln r - 1,7622 \ln yd + 0,5255 \ln yf$$

Os coeficientes estimados correspondem à teoria econômica e todos foram estatisticamente significantes a 5%. Em particular, a hipótese nula de que o coeficiente da taxa de câmbio é zero foi rejeitada, isto é, os resultados estatísticos mostraram que não houve uma relação nula entre a taxa de câmbio e a balança comercial, portanto, foi possível interpretar que a Condição de Marshall-Lerner não foi encontrada no período. As evidências

mostraram que uma apreciação de 1% na taxa de câmbio real (desvalorização cambial) melhora o desempenho da balança comercial em 0,5118%, um aumento na renda interna em 1% pode piorar a balança comercial em 1,7622% em razão do aumento da demanda de importação por bens estrangeiros e por fim, uma elevação da renda externa pode melhorar o setor externo do país local e a conseqüente melhoria da balança comercial.

5. CONCLUSÃO

O modelo simplificado de Thirlwall afirma que o crescimento econômico de longo prazo de determinado país depende estritamente do desempenho das exportações e da elasticidade renda de importação deste país. No entanto, o autor pressupõe que, pelo menos, uma das duas hipóteses, Paridade do Poder de Compra (PPC) e Condição de Marshall-Lerner (CML), deve ser verificada para que o modelo seja sustentado.

Este trabalho objetivou a investigação da existência da Lei de Thirlwall no período entre 1994 e 2014 na economia brasileira, com exceção dos primeiros seis meses de 1994, realizando testes da validação das duas hipóteses do modelo original com a aplicação dos métodos econométricos. A verificação da validade da PPC absoluta foi realizada por testes de raiz unitária *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) com a finalidade de obter o comportamento das variáveis ao longo do tempo e a técnica de cointegração de *Engle-Granger* que visa estimar a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e os preços relativos. As evidências empíricas mostraram que a versão absoluta não foi encontrada na economia brasileira, pois os resíduos da equação analisada da PPC não apresentaram estacionariedade, isto é, a taxa de câmbio real não mostrou tendências de retornar ao equilíbrio original, após desvios ocorridos ao longo dos anos. Já para a validação da CML adotou, além dos testes de ADF, o modelo de cointegração de *Johansen* em virtude da quantidade das variáveis envolvidas em questão. Os resultados obtidos evidenciaram que não foi possível não rejeitar a presença da CML no Brasil entre 1994 e 2014. Com efeito, foi possível entender que a desvalorização da moeda doméstica mostrou um impacto positivo no saldo da balança comercial do período analisado, isto é, a relação entre a balança comercial e a taxa de câmbio real não foi considerada como nula. A conclusão coincidiu com a maioria dos trabalhos citados na seção da revisão bibliográfica, apesar das diferenças metodológicas adotadas e o horizonte temporal distinto.

A inexistência da PPC e a CML estrita não verificada na economia brasileira sugeriu a invalidade da Lei de Thirlwall no período contemplado neste trabalho. De fato, o setor de exportações pode exercer uma importante função no processo de crescimento econômico, mas não deve ser um fator único e determinante. A infraestrutura, a educação e outros fatores que promovem a produtividade são tão essenciais quanto o desempenho das exportações.

O presente trabalho apresentou certas limitações no que diz respeito à quantidade limitada de referências citadas e ao uso não convencional do PIB mensal, que pode incorporar viés nos resultados obtidos. Futuramente é possível trazer para agenda as análises da estimação do valor das elasticidades por Método dos Momentos Generalizados (GMM) para a validação da CML e a investigação da versão relativa para a PPC a fim de agregar com robustez à verificação da Lei de Thirlwall.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BAHAMANI E NIROOMAND. **Longo-run price elasticity and the Marshall-Lerner condition revisited.** Economic letters, v. 16, p. 101 - 109, 1998.

BOYD, DERICK; CAPORALE, G. M.; SMITH, RON. **Real exchange rate effects on the balance of trade: cointegration and the Marshall-Lerner condition.** International journal of finance and economics, v. 6, p. 187 - 200, 2001.

BALASSA, BELA. **The purchasing power parity doctrine: a reappraisal.** Journal of Political Economy, vol. 72, 1964, 584-596.

CASSEL, GUSTAV. **Money and foreign exchange rate after 1924.** Nova Iorque, Estados Unidos: MacMillan, 1921.

ENGLE, ROBERT; GRANGER, CLIVE. **Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing.** Econometrica, vol. 55, 1987, 251-276.

FEIJÓ, F. T. e MORALES, R. R. **A validade da paridade do poder de compra no Brasil pós-plano real.** Sinergia, Rio Grande, 12 (1): 39 - 49, 2008.

GUJARATI. **Econometria.** 5ª edição, 2010.

HOLLAND E PEREIRA. **Taxa de câmbio real e paridade de poder de compra no Brasil.** Revista Brasileira de Economia, v. 53, n. 3, p. 259 - 285, 1999.

JOHANSEN, SOREN. **Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors.** Econometrica, vol. 59, 1991, 1551-1581.

KALYONCU, HUSEYIN; OZTURK, ILHAN; ARTAN, SEYFETTIN; KALYONCU, KAHRAMAN. **Devaluation and trade balance in Latin American countries.** Zb. rad. Ekon. fak. Rij. v. 27, n. 1 p.115-128, 2009.

KANNEBLEY, S. J. **Paridade do poder de compra no Brasil - 1968 a 1994.** Est. Econ, v. 33, n. 4, p. 735 - 769, 2003.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. V. L. e FILHO, O. C. **Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros.** Revista brasileira de economia, v. 57, n. 1, p. 159 - 190, 2003.

MENDES, SALOMÃO. **A relação entre a taxa de câmbio e a balança comercial: um teste empírico sobre a curva J no comércio bilateral Brasil - EUA.** Revista jovens pesquisadores, n. 7, 2007.

MOURA, G. V. **Condição de Marshall-Lerner e quebra estrutural na economia brasileira.** Dissertação acadêmica. Rio Grande do Sul, UFRS, 2005.

ROSSI, J. W. **O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes pra o Brasil.** Technical report, IPEA, 1996.

SANTOS, M. **Testando a teoria da paridade do poder de compra no período de 1995 a 2010.** Dissertação acadêmica. São Bernado do Campo, Universidade Metodista de São Paulo, 2011.

SKINDZIEL, ANDRÉ. **Estimativas de elasticidade de oferta e demanda de exportações e importações brasileiras.** Dissertação acadêmica. Brasília, Universidade de Brasília, 2008.

THIRLWALL, A. P. **The balance of payment constraint as an explanation of international growth rate differences.** Banca Nazionale Del Lavoro, v. 32, p. 45 - 53, 1979.

VASCONCELOS, C. S.F. **O efeito Balassa-Samuelson e a Paridade de Poder de Compra na economia brasileira.** Análise econômica, Porto Alegre, v. 22, n. 41, p. 101 - 116, 2004.

VIANA, PEDRO JORGE. **Paridade do poder de compra: teoria ou metodologia?** V Encontro de economistas da língua portuguesa, Recife, 2003.

WOOLDRIDGE. **Introdução à econometria, uma abordagem moderna.** Tradução da 4ª edição norte americana, 2010.

ZINI JR. e CATI. **Cointegração e taxa de câmbio: testes sobre a PPP e os termos de troca do Brasil de 1855 a 1990.** Pesquisa e Planejamento econômico, Rio de Janeiro, v. 23, n.2, p. 349 - 374, 1993.

7. APÊNDICE

7.1. APÊNDICE I – Resultados da PPC.

Tabela 1⁷. Teste de raiz unitária e Cointegração da versão absoluta da PPC.

Variáveis	$Z(t)^1$	$Z(t)^2$	$Z(t)^3$
lnCMBIO	-2,2	-0,31	-2,24
lnIPCA	-1,43	2,23	-6,86
lnIPA	-0,75	1,85	-2,38
d.lnCMBIO	-8,22	-8,17	-8,22
d.lnIPCA	-8,57	-8,57	-8,35
d.lnIPA	-7,85	-7,64	-7,83
Z_t	-1,98	1,3	-2,41
$Z_t - \lnIPCA$	-1,82	-0,45	-1,82

Tabela 1.1. O estimador do modelo *Stock-Watson* para a versão absoluta da PPC.

Source	SS	df	MS			
Model	43.5716913	6	7.26194855	Number of obs =	247	
Residual	14.5396004	240	.060581668	F(6, 240) =	119.87	
Total	58.1112917	246	.236224763	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7498	
				Adj R-squared =	0.7435	
				Root MSE =	.24613	

v	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnIPCA	1.019744	.0430912	23.66	0.000	.9348591	1.10463
dlnIPCA	-.1177631	1.098224	-0.11	0.915	-2.281152	2.045626
IPCA_1	.201052	1.093587	0.18	0.854	-1.953203	2.355307
IPCA_2	-.3744426	.7537321	-0.50	0.620	-1.859218	1.110332
IPCA_1p	.1213377	1.097775	0.11	0.912	-2.041167	2.283842
IPCA_2p	.2451226	1.01435	0.24	0.809	-1.753043	2.243288
_cons	.6917191	.1857223	3.72	0.000	.3258651	1.057573

⁷ As notas de rodapé 1, 2 e 3 dos valores obtidos do ADF da tabela 1 indicam o modelo sem inclusão da tendência, mas com a constante, sem inclusão da tendência e sem constante e com inclusão da tendência e com constante, respectivamente.

D_lnr							
_cel							
L1.	-.0262098	.0178806	-1.47	0.143	-.0612552	.0088356	
lnbc							
LD.	.0137241	.0239293	0.57	0.566	-.0331766	.0606247	
L2D.	.0259938	.0249839	1.04	0.298	-.0229737	.0749614	
L3D.	.0521392	.0211614	2.46	0.014	.0106637	.0936148	
lnr							
LD.	.405579	.0653966	6.20	0.000	.277404	.533754	
L2D.	-.2280195	.0702361	-3.25	0.001	-.3656797	-.0903593	
L3D.	.0172357	.0668214	0.26	0.796	-.1137319	.1482033	
lnyd							
LD.	.0012561	.058095	0.02	0.983	-.112608	.1151202	
L2D.	.0528064	.0574686	0.92	0.358	-.05983	.1654427	
L3D.	.0568422	.0584655	0.97	0.331	-.057748	.1714323	
lnyf							
LD.	-.0166116	.0571217	-0.29	0.771	-.1285681	.0953449	
L2D.	-.0253987	.0592466	-0.43	0.668	-.14152	.0907226	
L3D.	-.0259893	.0565596	-0.46	0.646	-.1368441	.0848655	
_cons	.0011796	.0023692	0.50	0.619	-.0034639	.0058232	
D_lnyd							
_cel							
L1.	-.0452646	.0194496	-2.33	0.020	-.0833851	-.0071442	
lnbc							
LD.	.0586824	.026029	2.25	0.024	.0076664	.1096983	
L2D.	.0429523	.0271761	1.58	0.114	-.0103119	.0962165	
L3D.	.0412876	.0230182	1.79	0.073	-.0038272	.0864025	
lnr							
LD.	-.0701227	.0711348	-0.99	0.324	-.2095445	.069299	
L2D.	-.0468023	.0763989	-0.61	0.540	-.1965415	.1029368	
L3D.	-.1000899	.0726847	-1.38	0.168	-.2425492	.0423694	
lnyd							
LD.	.0773053	.0631925	1.22	0.221	-.0465499	.2011604	
L2D.	-.0918475	.0625112	-1.47	0.142	-.2143671	.0306722	
L3D.	-.3057712	.0635955	-4.81	0.000	-.4304161	-.1811264	
lnyf							
LD.	-.0090642	.0621338	-0.15	0.884	-.1308443	.1127159	
L2D.	.112837	.0644452	1.75	0.080	-.0134733	.2391474	
L3D.	.0331621	.0615224	0.54	0.590	-.0874196	.1537438	
_cons	.0047384	.0025771	1.84	0.066	-.0003126	.0097893	
D_lnyf							
_cel							
L1.	.0559916	.0203869	2.75	0.006	.0160339	.0959492	
lnbc							
LD.	-.0350558	.0272835	-1.28	0.199	-.0885304	.0184189	
L2D.	-.0118543	.0284858	-0.42	0.677	-.0676855	.0439769	
L3D.	-.0260833	.0241275	-1.08	0.280	-.0733724	.0212058	
lnr							
LD.	-.2333992	.0745631	-3.13	0.002	-.3795402	-.0872581	
L2D.	.0653613	.0800809	0.82	0.414	-.0915944	.222317	
L3D.	.0127332	.0761876	0.17	0.867	-.1365918	.1620582	
lnyd							
LD.	-.0570324	.0662381	-0.86	0.389	-.1868566	.0727918	
L2D.	-.1426279	.0655238	-2.18	0.030	-.2710523	-.0142036	
L3D.	-.01674	.0666604	-0.25	0.802	-.1473921	.113912	
lnyf							
LD.	.3212636	.0651283	4.93	0.000	.1936144	.4489127	
L2D.	.1215576	.0675511	1.80	0.072	-.0108401	.2539554	
L3D.	-.0125475	.0644874	-0.19	0.846	-.1389406	.1138455	
_cons	.0007459	.0027013	0.28	0.782	-.0045484	.0060403	

Tabela 5. Equação de Cointegração.

Cointegrating equations

Equation	Parms	chi2	P>chi2
_cel	3	84.95252	0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_cel						
lnbc	1
lnr	-.5118148	.1094934	-4.67	0.000	-.7264178	-.2972118
lnyd	1.762193	.3084564	5.71	0.000	1.15763	2.366756
lnyf	-.5254072	.0975432	-5.39	0.000	-.7165883	-.334226
_cons	-4.822928