

CÂMBIO REAL, MERCADO DE TRABALHO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NA AMÉRICA LATINA

Real Exchange Rate, Labor Market and Economic Growth in Latin America

Jeruza Haber*

Leonardo Bornacki de Mattos†

Luciano Dias de Carvalho‡

Resumo

O objetivo do presente trabalho é analisar empiricamente a influência da taxa de câmbio real e do mercado de trabalho sobre o crescimento econômico dos países da América Latina no período 2000 a 2014. Para tanto, é estimado um modelo “*System GMM*” no qual a taxa de câmbio real e as diferenças na produtividade do trabalho, em uma economia dual, interagem entre si, de modo a definir distintas trajetórias de crescimento e distribuição funcional da renda. Os resultados mostraram que o crescimento populacional, o diferencial de salários médio e mínimo - proxy para o diferencial de produtividade - e a participação dos salários na renda influenciaram positivamente o crescimento das economias latino-americanas. Ademais, a desvalorização do câmbio real tem efeito significativo e distinto no tempo sobre o crescimento das economias latino americanas. Contemporaneamente, a influência é negativa mas, de forma defasada, esta é positiva (como preconiza a condição de Marshall-Lerner). Portanto, conclui-se que a taxa de câmbio real foi relevante para o crescimento econômico da América Latina no período em estudo.

Palavras-chave: Taxa de Câmbio Real; Mercado de Trabalho; Crescimento Econômico.

Código JEL: F31; F43; F66.

Abstract

The objective of this paper is to empirically analyze the influence of the real exchange rate and the labor market on the economic growth of Latin American countries in the period 2000 to 2014. For that, a “*System GMM*” model is estimated in which the rate the real exchange rate and the differences in labor productivity, in a dual economy, interact to define different trajectories of growth and functional distribution of income. The results showed that population growth, the average and minimum wage differential - a proxy for the productivity differential - and the participation of wages in income positively influenced the growth of Latin American economies. Furthermore, the devaluation of the real exchange rate has a significant and distinct effect over time on the growth of Latin American economies. Contemporaneously, the influence is negative but, in a lagged way, it is positive (as advocated by the Marshall-Lerner condition). Therefore, it is concluded that the real exchange rate was relevant for the economic growth of Latin America in the period under study.

Keywords: Real exchange rate; Labor market; Economic growth; Latin America.

JEL Code: F31; F43; F66.

* Universidade Federal de Viçosa - Departamento de Economia. Contato: jeruza.alves@ufv.br

† Universidade Federal de Viçosa - Departamento de Economia Rural. Contato: lbmattos@ufv.br

‡ Universidade Federal de Viçosa - Departamento de Economia. Contato: luciano.carvalho@ufv.br

1. Introdução

O presente trabalho tem como objetivo estudar a influência da taxa de câmbio real e do mercado de trabalho sobre o crescimento econômico das economias latino americanas. O modelo empírico utilizado assume como referência os modelos teóricos de crescimento keynesiano-estruturalista que dão grande importância ao nível da taxa real de câmbio em relação ao seu valor de equilíbrio (industrial) e a mudança estrutural em favor dos setores manufaturados e de serviços intensivos em tecnologia.¹ Especificamente, procura-se investigar a forma pela qual o mercado de trabalho e o nível da taxa de câmbio real influenciaram conjuntamente as taxas de crescimento das economias da América Latina no período 2000 a 2014.

Sob a ótica dos modelos clássicos de crescimento endógeno, a taxa de câmbio real não exerce influência no crescimento econômico de longo prazo, haja vista a prevalência da teoria da paridade relativa do poder de compra. De fato, para essa classe de modelos, o crescimento de longo prazo é determinado, fundamentalmente, por quatro variáveis do lado da oferta, a saber: poupança/investimento, crescimento populacional, produtividade total dos fatores (fortemente influenciada pelo capital humano disponível) e o desenho institucional de cada economia (Solow, 1956; Romer, 1986; Lucas, 1988; Aghion e Howitt, 1992; Krueger, 1974).

A partir de outro enfoque, Thirlwall (1979) argumenta que o crescimento tende a ser restrito pelo balanço de pagamentos. De fato, supondo a paridade do poder de compra, a determinação da taxa de crescimento de uma economia periférica depende da razão entre a elasticidade-renda das exportações e importações e da taxa de crescimento do resto do mundo. As referidas elasticidades consistem no canal pelo qual os novos modelos de crescimento puxados pela demanda introduzem a mudança estrutural como elemento chave para o crescimento econômico sustentável ao longo do tempo (ver também Dutt, 2002 e McCombie e Thirlwall, 1994).

Apesar da abordagem inicial de Thirlwall (1979) novos trabalhos empíricos vem demonstrando que a taxa de câmbio real pode ser mantida num patamar depreciado por longos períodos (Rogoff, 1996; Taylor, 2004)² Com efeito, vários trabalhos têm enfatizado

¹ Para maiores detalhes ver: Ros (2001); Hausmann et al. (2005); Rodrik, (2008); Razmi (2013); Oreiro et al. (2011); Razmi, Rapetti e Skott (2012); Missio; Jayme Jr. (2013); Missio et al. (2015).

² Discutem as evidências empíricas relacionadas à PPC.

a importância de manter uma taxa de câmbio real alta e competitiva para sustentar as exportações e promover o crescimento no longo prazo (Razin e Collins, 1997; Hinkle e Montiel, 1999 e Hausmann et al., 2005).

Economias em desenvolvimento que sustentaram níveis muito altos de crescimento econômico ao longo de décadas, como os tigres asiáticos e, mais recentemente, a China, mantiveram sua taxa de câmbio real em níveis competitivos em relação ao dólar estadunidense (Haggard, B.-K., Moon, 1991; French-Davis, 1999; Eichengreen e Hatase, 2005; Unctad, 2005). De modo inverso, Frenkel e Taylor (2005) mostraram que países que mantiveram a taxa real de câmbio sobrevalorizada por períodos longos, como foi o caso da Argentina nos anos 1980 e do Brasil na década de 1990, apresentaram baixo dinamismo econômico.

Sob este contexto, este estudo visa analisar empiricamente o papel da taxa de câmbio real e das condições do mercado de trabalho (poder de barganha, salário real, taxa de desemprego etc.) tendo como referência a literatura teórica e empírica keynesiana-estruturalista. Em especial o modelo de Porcile e Lima (2010) será utilizado como ponto de partida para o referido estudo empírico.

O trabalho se utiliza de um painel dinâmico constituído por países da América Latina³. Os dados são anuais e cobrem o período de 2000 a 2014. A partir de 1990, intensificaram-se os processos de liberalização comercial e de maior integração aos mercados mundiais por parte da maioria dos países latino-americanos, o que possivelmente os tornou mais sensíveis às mudanças na taxa de câmbio real. Os dados sobre o diferencial das participações dos salários desejado e efetivo na renda, fornecidos por Tosoni (2017), estão limitados ao ano de 2014, o que o define como o último da amostra.

Os resultados mostraram que o aumento do salário médio real comparado ao salário mínimo eleva o poder de compra dos trabalhadores do setor moderno, o que faz aumentar o consumo e a demanda efetiva, incentivando, por esse canal, o crescimento das economias estudadas. Quanto à taxa de câmbio real, pôde-se concluir que a mantendo desvalorizada por certo período de tempo, haverá uma alteração no padrão de inserção internacional, tornando

³Especificamente, a análise é feita para um painel para 15 países do continente latino-americano: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Honduras, México, Panamá, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. Os países selecionados correspondem a aproximadamente 94% do PIB dos países da América Latina.

os países estudados mais competitivos e proporcionando maior crescimento aos mesmos, mesmo quando se controla para a distribuição de renda.

A organização do artigo se dá por meio de cinco seções além desta introdução. A segunda seção contém uma breve apresentação de modelos keynesianos estruturalistas e como estes inter-relacionam o crescimento econômico com a taxa de câmbio e mercado de trabalho. A terceira seção apresenta a metodologia, com a apresentação dos modelos empíricos e das fontes dos dados. A quarta seção é reservada à apresentação e discussão dos resultados da pesquisa. As conclusões obtidas estão reportadas na seção cinco, enquanto a seção seis é dedicada às referências bibliográficas.

2. Câmbio Real, Mercado de Trabalho e Crescimento Econômico

Num contexto de conflito distributivo entre capitalistas e trabalhadores, a taxa real de câmbio é um componente importante na determinação entre as dinâmicas de crescimento econômico e distribuição de renda. As dinâmicas de crescimento econômico e distribuição de renda, podem ocorrer em sincronia (regime de acumulação do tipo *wage-led*) ou conflituosa (quando prevalece um regime de acumulação do tipo *profit-led*).

Blecker (1989) mostra que uma economia keynesiana aberta pode apresentar a existência de *tradeoff* entre distribuição de renda e crescimento econômico. O mecanismo é o seguinte: o aumento do salário real (para dada produtividade do trabalho) tende a elevar a taxa de inflação doméstica e, por esse canal, a apreciar a taxa de câmbio real (uma vez que a inflação externa tende a ser baixa). Assim, é possível prevalecer um regime no qual uma melhor distribuição de renda em favor dos trabalhadores cause uma redução das exportações líquidas e uma redução do crescimento (Pugno, 1996).

Ao olhar em específico a taxa de câmbio real, a abordagem keynesiano-estruturalista dos modelos de crescimento puxados pela demanda afirma que uma taxa de câmbio desalinhada positivamente em relação ao seu valor de equilíbrio (dado pela taxa de câmbio real capaz de manter competitiva o setor manufatureiro que atua no estado da arte em relação a suas congêneres internacionais) exerce efeito de estímulo sobre as exportações líquidas - pelo incentivo à produção de bens substitutos às importações e à produção de bens voltados ao mercado externo. Porém, se no curto prazo os efeitos da taxa de câmbio real são sobre a

demanda efetiva⁴, no longo prazo há prevalência de outros canais, podendo ocorrer mudanças estruturais que interferem nos canais redistributivos de renda, no padrão de especialização da economia, nos progressos técnicos e nas taxas de investimentos setoriais (Missio; Jayme JR., 2013).

Sob esta ótica, uma interessante teoria que trata da interação dinâmica entre o mercado de trabalho, a taxa de câmbio real e o progresso tecnológico pode ser encontrada no modelo de Porcile e Lima (2010). Neste modelo os autores apresentam um argumento no sentido de mostrar os mecanismos pelos quais o conflito distributivo e a negociação salarial afetam não-linearmente a influência entre a taxa de câmbio real e o crescimento econômico de economias sujeitas a restrição do balanço de pagamentos e distantes da fronteira tecnológica.

Nas economias em desenvolvimento, como é o caso da América Latina, uma alta elasticidade da oferta de trabalho⁵ faz com que qualquer variação positiva da demanda dos salários do setor moderno atraia trabalhadores do setor de subsistência e, assim, o salário demandado volta ao nível que era antes. Dessa forma, um câmbio real competitivo gera um aumento das exportações, um aumento das importações (por se ter mais dólar disponível para compras) e um aumento do crescimento econômico. O maior crescimento econômico leva à um aumento do emprego, porém, nessa economia heterogênea não haverá variações nos salários, pois o poder de barganha é zero e, assim, não há aumento de inflação de custos, o que faz com que a taxa de câmbio real permaneça no nível competitivo à medida que a economia cresce.

No modelo teórico de Porcile e Lima (2010) a influência da taxa de câmbio real sobre o crescimento das economias em desenvolvimento, particularmente as da América Latina se dá pelo fato de que os investimentos nestes países dependem fortemente das importações de bens de capital. Assim, a baixa produtividade do trabalho no setor de subsistência mantém o salário real do setor moderno relativamente baixo, o que intensifica os efeitos positivos da desvalorização da taxa de câmbio real sobre o crescimento econômico, mesmo havendo necessidade de importar bens de capital.

⁴ A desvalorização cambial, ao estimular as exportações, deve, por efeito multiplicador, elevar a demanda agregada e a produção doméstica.

⁵ A elasticidade da oferta de trabalho é medida pela sensibilidade da oferta de trabalho às diferenças de salários reais influenciados pela taxa de câmbio real.

Como existem dois setores de produção - um produtor de bens não comercializáveis e outro produtor de bens comercializáveis, capazes de pagar salários mais elevados por apresentar produtividade do trabalho relativamente mais elevada - existe uma diferença de salário entre os dois setores. Ademais, dada a oferta virtualmente ilimitada e mão de obra do setor de menor produtividade para o de maior, eventuais ganhos de produtividade e aumento da participação do setor de bens comercializáveis no produto não gera aumentos salariais e, por consequência, não pressiona a taxa de inflação doméstica. Anulando desse modo a tendência a estabilidade da taxa de crescimento do câmbio real.

Assume-se que os trabalhadores desempregados no setor produtor de bens comercializáveis não retornam ao setor de bens não comercializáveis. Isto implica que só ocorre transferência de trabalhadores do setor de baixa produtividade para o setor de elevada produtividade relativa, uma vez que o salário neste último é necessariamente superior ao do primeiro e que a elasticidade da oferta de mão de obra é diferente de zero.

Como o parâmetro da sensibilidade da oferta de trabalho em relação à diferença de salários reais pode tomar qualquer valor de zero a mais infinito, então nos casos não extremos, a taxa de crescimento econômico dependeria diretamente da taxa de crescimento populacional e inversamente da taxa de câmbio real (que reduz o salário real efetivo) e do salário do setor de baixa produtividade, ambos ponderados pela elasticidade da oferta de trabalho em relação à diferença salarial.

Uma extensão do modelo de Porcile e Lima (2010) inclui a existência de progresso técnico. Admite-se então que a produtividade do trabalho varie, mas a produtividade dos insumos importados continua constante. Quando a produtividade do trabalho não é mais constante, a barganha salarial é modelada em termos de parcela-desejada e vigente - dos salários na renda do setor moderno. A parcela salarial desejada pelos trabalhadores aumenta de acordo com a parcela mínima dos salários na renda e da taxa de emprego. Na qual, f um parâmetro positivo que capta o poder de barganha dos trabalhadores.

A taxa de crescimento dos salários é determinada pela taxa de inflação e pela dinâmica da produtividade, além da diferença entre a parcela salarial desejada e efetiva. O crescimento da produtividade é dado por um parâmetro, que capta a sensibilidade da produtividade em relação ao crescimento do produto subtraído do parâmetro que mede a proporção da redução da produtividade decorrente da migração. Desse modo, a mudança tecnológica é explicada por dois componentes: o crescimento do produto e a migração. O primeiro

componente representa um processo de *learning-by-doing* e eleva a produtividade do trabalho na proporção da sensibilidade da produtividade em relação ao crescimento; o segundo componente reflete a redução da produtividade decorrente da incorporação, via migração, de trabalhadores menos treinados oriundos do setor de subsistência.

O modelo conclui que uma economia cujo processo de *learning-by-doing* influencia muito mais a dinâmica da produtividade do que a migração, poderia alcançar elevado crescimento da produtividade do trabalho e do salário real. O ambiente político seria mais estável e previsível, mesmo que ao custo de um nível de taxa de câmbio de equilíbrio mais desvalorizado e uma distribuição de renda mais desigual no curto prazo.

O modelo de Porcile e Lima (2010) juntamente com a teoria macroeconômica tradicional tem visto a taxa de câmbio real como uma variável endógena cujo valor é determinado em uma configuração de equilíbrio geral. De acordo com este ponto de vista, o papel da política de taxas de câmbio na causa ou sustentação do crescimento tem sido reduzido (Razmi, Rapetti, Skott; 2012). No entanto, existe um corpo de literatura (Ros, 1999; Hausmann et al., 2005; Rodrik, 2008; Razmi 2010; Oreiro et al., 2011; Razmi, Rapetti e Skott, 2012; Missio; Jayme Jr., 2013; Missio et al., 2015) que mostra que a taxa de câmbio real acompanha a taxa de câmbio nominal ao longo do tempo, o que sugere que o direcionamento desse último pode efetivamente atingir o primeiro. Além disso, a capacidade da política de atingir a taxa de câmbio na presença de mobilidade de capital pode ter sido subestimada.

Os governos têm uma variedade de opções políticas, incluindo a monetária e a fiscal, incentivos à poupança, controle de capitais e gestão de reservas, e segundo Razmi, Rapetti e Skott (2012) as evidências sugerem que os governos realmente utilizam estes instrumentos para influenciar as taxas de câmbio. Dessa forma, o efeito da taxa de câmbio sobre o crescimento econômico também é parcialmente exógeno.

3. Metodologia

3.1. Os efeitos da taxa de câmbio real e do mercado de trabalho sobre o crescimento econômico sem progresso tecnológico

Os dois objetivos específicos deste artigo consistem em estimar a relação entre a taxa de câmbio real e o crescimento econômico da América Latina, supondo a existência de heterogeneidade estrutural com a presença ou não de progresso técnico. O modelo teórico de Porcile e Lima (2010) subsidia a escolha de algumas das variáveis que, neste trabalho,

determinam a taxa de crescimento de economias em desenvolvimento tais como as da América Latina.

O modelo de Porcile e Lima (2010) apresenta a taxa de crescimento do produto pela taxa de crescimento do emprego e pela dinâmica da oferta de mão de obra do setor moderno. No primeiro caso, a produtividade é constante. A taxa de crescimento é dada apenas pela taxa de crescimento do emprego e pela taxa de crescimento da mão de obra. Na forma implícita, tem-se que a taxa de crescimento de equilíbrio é uma função da taxa de crescimento da população e do diferencial dos salários que, por sua vez, é explicado pela taxa de câmbio real de equilíbrio da economia. Uma queda na taxa de câmbio real implica uma deterioração da competitividade internacional dos preços, uma queda dos salários reais e uma queda na taxa de crescimento da economia.

O modelo de Porcile e Lima (2010) e a teoria macroeconômica tradicional têm visto a taxa de câmbio real como uma variável endógena, cujo valor é determinado em uma configuração de equilíbrio geral, sendo esta uma situação prevista no presente trabalho. Dessa forma, utiliza-se um método de estimação para tratar tal especificidade. No entanto, a fim de modelar também explicitamente a influência da taxa de câmbio real sobre o crescimento das economias, este trabalho segue a literatura que mostra que a taxa de câmbio real acompanha a taxa de câmbio nominal ao longo do tempo.⁶

Para o caso em que o progresso tecnológico é exógeno, a equação estimada é:

$$\hat{Y}_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 \hat{Y}_{it-1} + \sigma_2 n_{it} + \sigma_3 DifW_{it} + \sigma_4 underval_{it} + \sigma_5 underval_{it-1} + \sum_{j=5}^K \beta_j X_{it} + f_i + u_{it} \quad (1)$$

em que $i = 1, \dots, 15$ é o número de países da América Latina estudados e $t = 1990, \dots, 2014$ indica o período de tempo da análise; \hat{Y} é a taxa de crescimento do PIB; n é a taxa de crescimento populacional; $DifW$ é o diferencial entre o salário real médio e o salário mínimo; $underval$ é o índice de subvalorização de Rodrik (2008), calculada no presente trabalho (Razmi, Rapetti e Skott, 2012; Gabriel, 2016); $\sigma_0, \sigma_1, \sigma_2, \sigma_3, \sigma_4, \sigma_5$ e σ_6 são os parâmetros a serem estimados; e u_{it} é o termo de erro aleatório. $X_{i,tj}$ são as variáveis de controle para cada país i , ao longo do tempo t , as quais, para as especificações acima, são

⁶ Ver Ros (2001); Hausmann et al., (2005); Rodrik, (2008); Razmi (2013); Oreiro et al., (2011); Razmi, Rapetti e Skott (2012); Missio; Jayme jr., (2013); Missio et al., (2015).

cinco: média de anos de estudo da população, termos de troca, inflação (percentual anual, com base nos preços ao consumidor), formação bruta de capital fixo e consumo do governo. Os β_j 's são os parâmetros estimados e f_i é uma variável que captura as características não observadas e fixas de cada país ao longo do tempo.

A variável dependente é incluída no modelo empírico como sendo determinada também pelo seu valor passado num dado período, sendo possível levar em conta sua persistência no tempo. Os modelos que consideram a variável dependente defasada como uma variável explicativa podem fornecer estimadores não viesadas, caso das estimações por “*Diff GMM*” ou “*System GMM*”, diferentemente das estimativas em painel estático (Efeitos Fixos ou Efeitos Aleatórios), em que ocorre viés nos coeficientes estimados quando se incluem variáveis dependentes defasadas como elementos regressores. O mesmo procedimento foi utilizado por Rapetti et al. (2012), Razmi, Rapetti e Skott (2012), Missio et al. (2015) e Gabriel (2016), o que caracteriza um painel dinâmico. Esses mesmos modelos empíricos utilizam-se da variável de subvalorização de Rodrik defasada no tempo, assim como o presente trabalho.

De acordo com o modelo teórico, os sinais esperados para os coeficientes da taxa de crescimento do PIB defasada (σ_1), da taxa de crescimento da população (σ_2), do diferencial de salários (σ_3), do coeficiente da taxa de câmbio real (σ_4) e do coeficiente da taxa de câmbio real defasada (σ_5) são todos positivos.

Para eleger o conjunto de variáveis de controle expressas em X_{it} , este trabalho se baseia em estudos empíricos sobre o crescimento econômico e a taxa de câmbio real como os de Gala (2008), Rapetti et al. (2012), Razmi, Rapetti e Skott (2012) e Gabriel (2016).

As variáveis de controle podem ser divididas em dois grupos: variáveis estruturais e macroeconômicas. No primeiro grupo, se concentram as variáveis bem conhecidas na literatura de crescimento econômico, que incluem *proxies* para o capital humano, formação bruta de capital fixo e os termos de troca. O segundo grupo utiliza variáveis de uma literatura mais recente, que busca correlacionar as variáveis de curto prazo com os resultados econômico de longo prazo, como inflação e consumo do governo.

Como dito, o presente estudo utiliza dados anuais de 15 países no período de 15 anos. Porém, há alguns dados faltosos, como os de capital humano e termos de troca, o que torna o painel não balanceado nos modelos em que são incluídas variáveis de controle. Neste caso, a consistência dos estimadores requer que o processo de seleção da amostra não leve a

erros correlacionados com os regressores. De outra maneira, o fenômeno de *data missing* deve ser aleatório, portanto, não sistemático (Gabriel, 2016).

3.2. Efeitos da taxa de câmbio real e do mercado de trabalho sobre o crescimento econômico considerando o progresso tecnológico

No modelo com progresso tecnológico, o produto continua sendo dado pela taxa de crescimento do emprego e pela dinâmica da oferta de mão de obra do setor moderno, mas a produtividade do trabalho, que permanecia constante nas discussões anteriores, agora é variável. Assim, na forma de taxa de crescimento, tem-se que o produto é igual ao progresso tecnológico mais a taxa de crescimento do emprego e a dinâmica da oferta de mão de obra do setor moderno. Com a realização de um trabalho algébrico sobre as equações do modelo de Porcile e Lima (2010) e com o objetivo de captar algumas, mas não todas, dimensões importantes do modelo com progresso tecnológico, a equação a ser estimada é dada por:

$$\hat{Y}_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 \hat{Y}_{it-1} + \sigma_2 n_{it} + \sigma_3 \text{Dif}W_{it} + \sigma_4 \text{underval}_{it} + \sigma_5 \text{underval}_{it-1} + \sigma_6 \text{DifPart}_{it} + \sigma_7 \text{DE}_{it} + \sum_{j=5}^K \beta_j X_{it} + f_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

em que $i = 1, \dots, 15$ é o número de países da América Latina estudados no trabalho e $t = 1990, \dots, 2014$ indica o período tempo analisado; *DifPart* é o diferencial das participações salariais desejada e efetiva na renda; *DE* é a taxa de desemprego; e ϵ_{it} é o termo de erro aleatório. De acordo com a teoria, o coeficiente do diferencial de participação salarial na renda (σ_6) e o coeficiente da taxa de desemprego (σ_7) devem ser positivos. X_{it} são as mesmas variáveis de controle utilizadas no primeiro modelo, as quais, para as especificações acima, são cinco: média de anos de estudo da população, termos de troca, inflação (percentual anual, com base nos preços ao consumidor), formação bruta de capital fixo e consumo do governo. Os β_j s são o parâmetros a serem estimados e f_i é uma variável que capta as características não observadas e fixas de cada país ao longo do tempo. Foram construídos dois modelos. No modelo (1), são apresentadas apenas as variáveis do modelo teórico. No modelo (2), são acrescentadas variáveis de controle.

3.3. Procedimentos econométricos utilizados no estudo dos efeitos da taxa de câmbio real e do mercado de trabalho no crescimento da economia

Para o presente caso, os sistemas de Arellano e Bond (1991) (“*Diff GMM*”) e Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) (“*System GMM*”) são mais indicados, tendo sua justificativa pelo tratamento de algumas questões inerentes aos dados, como o uso da variável dependente defasada na condição de variável explicativa do modelo, caso da variável taxa de crescimento do produto (Y_{it-1}), caracterizando um painel dinâmico⁷. Outro ponto que faz com que seja necessário utilizar os sistemas para painéis dinâmicos é a presença de variáveis explicativas não estritamente exógenas ou com características endógenas. O que é o caso da variável que representa a taxa de câmbio real ($underval_{it}$).

De acordo com a teoria keynesiano/estruturalista recente que estuda a relação entre crescimento econômico e taxa de câmbio real (Razmi, Rapetti e Skott, 2012; Gala, 2008; Loayza; Fajnylber, 2005; Missio, 2012; Gabriel, 2016), a segunda variável é contemporaneamente associada à primeira. Porém, também existe um efeito de retroalimentação, o que caracteriza a simultaneidade, tendo como resultado a endogeneidade. O mesmo ocorre com a parcela funcional da renda e o diferencial de renda de forma isolada, ou o diferencial de renda e a produtividade do trabalho em conjunto. Tal procedimento foi utilizado por Razmi, Rapetti e Skott(2012), Missio (2012) e Gabriel (2016) em temas relacionados a esta pesquisa.

O estimador de Arellano e Bond (1991), “*Diff GMM*”, é utilizado em diferença com a aplicação do *Generalized Method of Moments* (GMM), mas quando se supõe que as primeiras diferenças não sejam correlacionadas com os efeitos fixos, é permitida a introdução de mais instrumentos, melhorando a eficiência dos estimadores, método chamado de “*System GMM*”, estimador de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), que é uma extensão do modelo original (Roodman, 2009; Gabriel, 2016).

Como pode ocorrer que as primeiras diferenças das variáveis reduzam o período de tempo em relação ao número de observações *crosssection*, o sistema utilizado no presente trabalho é o de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), o “*System GMM*”.

Neste trabalho foram aplicados os testes de raiz unitária de Im, Pesaran e Shin (1997) e a versão ADF Fisher proposta por Maddala e Wu (1999) para dados em painel. Pelos quais,

⁷ Sobre este tema, devem-se consultar, entre outros, Davidson e MacKinnon (1993), Greene (1997) e Mátyás (1999).

todas as variáveis foram significativas. Estes testes são os mais utilizados pela literatura (Gabriel, 2016), tendo em vista painéis não balanceados, caso do presente trabalho.

O teste de autocorrelação serial foi aplicado, conforme sugerem Cameron e Trivedi (2005) quando os resíduos dos modelos estimados não são autocorrelacionados. Espera-se que os resíduos sejam AR (1) e não em ordem superior, ou seja, AR ($n > 1$). De acordo com Roodman (2009), não há ainda na literatura um teste específico para a escolha do número “ótimo” de instrumentos, sendo necessário o teste de validade de instrumentos utilizados de Sargan (1958) ou Hansen (1982). Se teste de Sargan de restrições sobreidentificadoras rejeita a hipótese nula (isto é, que os instrumentos sejam válidos), significa que pode haver presença de heterocedasticidade, má especificação do modelo ou, ainda, uso inadequado do número de instrumentos (Gabriel, 2016).

3.4. Descrição e Fonte de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram extraídos principalmente do Banco Mundial (*World Development Indicators*), do Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe (2015) da CEPAL (Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe) e da *Penn World Table* (PWT 9.0). Os países da América Latina para os quais existia o maior banco de dados possível dentro do período de 2000 a 2014 foram selecionados⁸ e representam aproximadamente 94% do PIB total da América Latina⁹. Os países selecionados para o estudo foram: Argentina (7,7% do PIB), Bolívia (0,39% do PIB), Brasil (40,9% do PIB), Chile (4,3% do PIB), Colômbia (5,6% do PIB), Costa Rica (0,70% do PIB), Equador (1,4% do PIB), El Salvador (0,38% do PIB), Honduras (0,29% do PIB), México (19,5% do PIB), Panamá (0,63% do PIB), Paraguai (0,39% do PIB), Peru (2,9% do PIB), Uruguai (0,77% do PIB) e Venezuela (7,4% do PIB). Desta forma, os painéis formados têm 15 países (i) ao longo de 15 anos (t). Foram considerados três modelos, a diferença entre eles é o espaço de tempo que cada um tem. No primeiro modelo foram analisados os anos de 2000 a 2007, no segundo modelo os anos de 2008 a 2014 e no terceiro modelo os anos de 2000 a 2014, pode-se perceber que mesmo subdividindo a amostra os resultados se mostraram robustos.

⁸A região da América Latina engloba 20 países: Foram incluídos 15 países: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, El Salvador, Honduras, México, Panamá, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. Os excluídos foram Cuba, Guatemala, Haiti, Nicarágua e República Dominicana.

⁹ Considerando os anos de 2010 a 2016.

O período de tempo utilizado neste trabalho abrange o maior período disponibilizado pela *Penn World Table 9.0* até o presente momento, base de dados utilizada para a construção do índice de desvalorização de Rodrik (2008).

A tabela 1 apresenta as siglas, a descrição das variáveis e suas respectivas fontes.

Tabela 1 – Descrição e fontes das variáveis utilizadas na estimação do modelo

Sigla	Descrição da Variável	Fonte
Y	Taxa anual de crescimento do PIB. Expressa em porcentagem.	WDI
PIBpc	PIB <i>per capita</i> em dólares constante (2010=100)	WDI
n	Taxa de crescimento da população. A taxa anual de crescimento populacional para o ano t é a população do ano t menos a do ano $t - 1$ dividida pela população do ano $t - 1$. Expressa em porcentagem.	WDI
DifW	Diferencial de salários - Índice médio anual (2010=100) Para cada país o salário médio do período foi subtraído do salário mínimo em cada ano para que fosse possível obter esta variável.	CEPALSTAT
underval	Índice de subvalorização da taxa de Câmbio real - conforme a metodologia de Rodrik (2008).	Elaboração própria com base nos dados da PWT 9.0
xrat	Taxa de câmbio nominal por país medido em dólares dos EUA	PWT 9.0
ppp	Paridade do Poder de Compra em relação ao PIB de cada país (2011=100)	PWT 9.0
tcr	Taxa de câmbio Real corrigida pela Paridade do Poder de Compra (PPP). Construída com base na metodologia de Rodrik (2008)	Elaboração própria com base nos dados da PWT 9.0
DE	Média da taxa anual de desemprego	CEPALSTAT
DifPart	Diferencial das participações dos salários desejado e efetivo na renda. Para que se pudesse obter esta variável, a maior participação dos salários na renda alcançada no período de 1990 a 2014 foi utilizada como a participação desejada, e assim, esta foi subtraída da participação alcançada em cada ano. Procedimento este realizado separadamente para cada país.	Tosoni (2017)
AnosEstu	Média de anos de estudo da população	IDB
ConsGov	Consumo do governo (despesas de consumo final das administrações públicas como proporção do PIB (%))	WDI
FBCF	Formação bruta de capital fixo como proporção do PIB anual (%)	WDI
TT	Termos de Troca: índice	IDB
Infla	Taxa de inflação anual (a partir dos preços ao consumidor)	WDI

Nota: CEPALSTAT – Base de dados e Publicações Estatísticas da Comisión Económica para América Latina y el Caribe. WDI – *World Development Indicators*, banco de dados do *The World Bank*; PWT - *Penn World Table*, disponível para *download* em www.gdc.net/pwt (FEENSTRA et al., 2015) e IDB - *Inter-American Development Bank*, fonte de financiamento do desenvolvimento da América Latina e o Caribe.

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

4. Resultados e Discussão

4.1. Efeitos do mercado de trabalho e da taxa de câmbio real sobre o crescimento econômico sem progresso tecnológico

A Tabela 2 apresenta as estimações do painel dinâmico com erros padrão robusto para a amostra de 15 países. Nesta seção, são apresentados os resultados dos efeitos do mercado de trabalho e da taxa de câmbio real sobre o crescimento econômico dos países da América Latina, sem considerar o progresso tecnológico. Os resultados são referentes ao período de 2000 a 2007, 2008 a 2014 e para um período maior, de 2000 a 2014, com a inclusão de uma *dummy* para 2008, período ao qual ocorreu a crise imobiliária nos Estados Unidos e que refletiu nos países da América Latina.

Tabela 2 – Estimações para Painel Dinâmico - “System GMM”

Y	Modelo 1 (2000 a 2007)	Modelo 2 (2008 a 2014)	Modelo 3 (2000 a 2014)
Y_{t-1}	0,15* (0,08)	-0,31*** (0,07)	0,045 (0,05)
n	4,54*** (1,16)	-3,38 (2,41)	3,03*** (1,00)
DifW	0,07*** (0,02)	0,00 (0,21)	0,031** (0,013)
underval	-1,99 (2,69)	-15,40*** (4,53)	-8,21*** (2,53)
underval _{t-1}	15,06*** (2,54)	10,69*** (4,13)	13,43*** (2,38)
AnosEstu	-0,21 (0,42)	0,24 (0,52)	0,84*** (0,31)
ConsGov	-1,30*** (0,20)	0,75*** (0,27)	-0,95*** (0,31)
FBCF	0,32** (0,14)	0,25** (0,11)	-0,05 (0,07)
TT	0,11*** (0,02)	0,12*** (0,03)	0,07*** (0,01)
Infla	-0,31*** (0,06)	-0,19** (0,07)	-0,24*** (0,05)
dummy2008		2,46** (0,97)	0,61 (0,75)
Nº Obs.	100	91	186
Teste de Arellano e Bond para AR(1) - A	z = -1,534 Prob > z = 0,125	z = -2,032 Prob > z = 0,221	z = -2,631 Prob > z = 0,108

Teste de Arellano e Bond para AR(2) - A	$z = -0,890$ Prob > $z = 0,371$	$z = -1,674$ Prob > $z = 0,294$	$z = -1,777$ Prob > $z = 0,175$
Teste de Sargan - B	$\chi^2(79) = 117,27$ Prob > $\chi^2 = 0,324$	$\chi^2(68) = 95,450$ Prob > $\chi^2 = 0,157$	$\chi^2(172) = 255,497$ Prob > $\chi^2 = 0,100$

Nota: Os termos entre parênteses são os erros padrão; ** significativo a 5% e *** significativo a 1%. Em A - A hipótese nula é de que não existe correlação de ordem “ n ” nos resíduos. Em B, tem-se o teste de Sargan para a validade dos instrumentos utilizados. A hipótese nula é que o modelo está corretamente especificado e todas as sobre identificações estão corretas.

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

Aplicando o teste de autocorrelação de primeira e segunda ordem, de Arellano e Bond (1991), rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem. Porém, não se rejeita a hipótese de ausência de autocorrelação de segunda ordem. O teste de Sargan foi aplicado e a hipótese nula de validade conjunta das condições de momento não foi rejeitada. As estimações foram realizadas com o método “*system GMM*” com a matriz de covariância robusta (*robustvce*).

O coeficiente da taxa de crescimento do PIB defasado (Y_{t-1}) foi significativo e positivo no primeiro e no segundo modelos que abrange os anos de 2000 a 2007 e depois os anos de 2008 a 2014. A variável taxa de crescimento da população (n) capta os efeitos do crescimento da população na taxa de crescimento do PIB. De acordo com a teoria de crescimento econômico, esperava-se um sinal positivo para o coeficiente, o qual foi obtido na primeira e na última estimação.

No modelo empírico do presente trabalho, a variável do diferencial de salários ($DijW$) é a diferença entre os índices de salário médio e o mínimo das economias da América Latina estudadas. O coeficiente desta variável se mostrou positivo e significativo na primeira e na terceira estimação. Assim, o diferencial de salários entre o setor moderno e o de subsistência pode afetar o crescimento do PIB das economias estudadas de forma positiva.

Bhaduri e Marglin (1990) desenvolveram um modelo teórico que apresenta dois canais pelos quais a variação de salários pode afetar a demanda e, conseqüentemente, o crescimento da economia. Pelo primeiro canal, o aumento dos salários reais pode elevar o custo de produção, fazendo com que ocorram queda na lucratividade e aumento dos preços dos produtos e, por fim, uma queda na demanda efetiva. Pelo segundo canal, um aumento dos salários reais eleva o poder de compra dos trabalhadores, o que faz aumentar o consumo e a demanda efetiva, incentivando, assim, o crescimento da economia. Este último caso foi

observado no presente trabalho. Caracterizando, assim, para o período em estudo, um regime de acumulação para a América Latina do tipo *Wage led*.

O efeito contemporâneo do coeficiente da variável de desvalorização/valorização da taxa de câmbio (*underval*) foi negativo e significativo na segunda e na terceira estimação, nas quais são considerados os períodos de 2008 a 2014 e de 2000 a 2014. Resultado semelhante foi encontrado por Razmi, Rapetti e Skott (2012) e Gabriel (2016). A justificativa pode estar no fato de que, segundo Rodrik (2008), uma desvalorização da taxa de câmbio real leva a uma queda na participação do setor primário no PIB. Neste trabalho, os países estudados são, sobretudo, exportadores de *commodities*. Em um primeiro momento a desvalorização cambial pode provocar uma queda na participação deste setor no PIB comprometendo o crescimento destas economias.

Observa-se que o efeito da desvalorização da taxa de câmbio real com uma defasagem foi positivo e significativo para as três estimações realizadas. Isso sugere que é necessário algum tempo para que uma desvalorização na moeda doméstica estimule a taxa de crescimento da economia. Resultado também encontrado por Razmi, Rapetti e Skott (2012) e Gabriel (2016). Este efeito encontrado para a taxa de câmbio pode ser explicado pela Curva J indicando que, no curto prazo, em caso de desvalorização cambial, o saldo da balança comercial se deteriora em relação ao período anterior ao choque. No entanto é justamente a possibilidade de ampliação do *quantum* exportando e de diminuição do *quantum* importado que permite o aumento das exportações líquidas no médio prazo e o maior crescimento econômico.

Através dos resultados obtidos, pode-se compreender que a desvalorização da taxa de câmbio real exerce influência sobre o crescimento econômico, mesmo quando se controla pela distribuição de renda (variável *D_{ij}W*).

O coeficiente da variável de controle média de anos de estudo (*AnosEstu*) foi significativo e positivo no segundo e terceiro modelos, indicando que quanto maior a média de anos de estudo que as pessoas possuem, maior a taxa de crescimento do produto das economias estudadas. Esta variável está relacionada ao investimento em capital humano, que é considerado como um fator de produção, além de ter efeitos sobre a produtividade. O coeficiente da variável de consumo do governo (*ConsGov*) se mostrou significativo e com sinal negativo. Sugerindo que os países da América Latina com maior participação do

consumo final do governo, em relação ao produto doméstico, têm menores taxas de crescimento do produto.

O coeficiente da variável de formação bruta de capital fixo (*FBCF*) como proporção do PIB foi significativo no modelo para os anos de 2000 a 2007 e para os anos de 2008 a 2014. No entanto não foi significativo quando se analisam os anos de 2000 a 2014.

A variável termos de troca (*TT*) capta os efeitos positivos ou negativos do comércio internacional, que podem se traduzir em mudanças nas taxas de crescimento do PIB (Gala, 2008). O coeficiente desta variável se mostrou significativo e com sinal positivo para os três casos. O coeficiente da variável de inflação (*Infla*), que representa uma *proxy* da estabilidade econômica e da política monetária (Gala, 2008), foi significativo e negativo para os três períodos de tempo analisados.

4.2. Efeitos do mercado de trabalho e da taxa de câmbio real sobre o crescimento econômico com progresso tecnológico

Da mesma forma que na seção anterior, aqui são discutidos os resultados dos efeitos do desalinhamento da taxa de câmbio real e do mercado de trabalho sobre o crescimento econômico, porém agora considerando o progresso tecnológico como endógeno. A Tabela 1.3 apresenta as estimações do painel dinâmico com erros padrão robusto para a amostra de 15 países. Foram considerados três modelos, a diferença entre eles é o período que cada um abrange. No primeiro modelo foram analisados os anos de 2000 a 2007, no segundo modelo os anos de 2008 a 2014 e no terceiro modelo os anos de 2000 a 2014, pode-se perceber que mesmo subdividindo a amostra os resultados se mostraram robustos.

Os resultados encontrados mostram que o crescimento contemporâneo das economias estudadas e para os períodos de tempo analisados não é afetado pelo crescimento passado, resultado contrário ao modelo sem progresso tecnológico. Os coeficientes da variável taxa de crescimento da população (*n*) não se mostraram significativos para os três períodos de tempo com progresso tecnológico.

O coeficiente da variável diferencial de salários médio e mínimo (*DifW*) se mostrou significativo e positivo para o primeiro e o último modelos. Como no caso anterior e seguindo as considerações de Bhaduri e Marglin (1990), um aumento dos salários reais eleva o poder de compra dos trabalhadores e, assim, pode aumentar o consumo e a demanda efetiva, incentivando o crescimento da economia.

Tabela 3 - Estimacões para Painel Dinâmico – “System GMM”

Y	Modelo 1 (2000 a 2007)	Modelo 2 (2008 a 2014)	Modelo 3 (2000 a 2014)
Y_{t-1}	0,11 (0,09)	-0,33 (0,72)	-0,02 (0,05)
n	-0,44 (1,15)	-2,49 (1,73)	0,09 (0,85)
$DifW$	0,07** (0,03)	0,01 (0,02)	0,03*** (0,01)
$DifPart$	0,31** (0,12)	0,09 (0,12)	0,16** (0,07)
DE	-0,45** (0,19)	-0,62** (0,31)	-0,18 (0,122)
$underval$	-3,37 (3,10)	-12,30*** (4,06)	-7,68*** (2,48)
$underval_{t-1}$	12,17*** (2,26)	7,76** (3,77)	12,95*** (2,23)
$AnosEstu$	-1,03 (0,66)	1,19** (0,65)	-0,14 (0,39)
$ConsGov$	-0,62*** (0,23)	-0,30 (0,23)	-0,58*** (0,15)
$FBCF$	0,29* (0,17)	0,05 (0,05)	-0,06 (0,07)
TT	0,04* (0,02)	0,12*** (0,03)	0,06** (0,01)
$Infla$	-0,19** (0,07)	-0,11* (0,07)	-0,19*** (0,04)
$dummy2008$		2,70*** (0,95)	0,12 (0,73)
N° Obs.	85		175
Teste de Arellano e Bond para AR(1) – A	$z = -1,565$ Prob > z = 0,117	$z = -1,237$ Prob > z = 0,025	$z = -2,804$ Prob > z = 0,005
Teste de Arellano e Bond para AR(2) – A	$z = -0,951$ Prob > z = 0,341	$z = -1,490$ Prob > z = 0,136	$z = -1,640$ Prob > z = 0,100
Teste de Sargan – B	$\chi^2(82) = 110,62$ Prob > $\chi^2 = 0,109$	$\chi^2(89) = 110,361$ Prob > $\chi^2 = 0,622$	$\chi^2(205) = 271,758$ Prob > $\chi^2 = 0,201$

Nota: Os termos entre parênteses são os erros padrão; ** significativo a 5% e *** significativo a 1%. Em A - A hipótese nula é de que não existe correlação de ordem “n” nos resíduos. Em B, tem-se o teste de Sargan para a validade dos instrumentos utilizados. A hipótese nula é que o modelo está corretamente especificado e todas as sobreidentificações estão corretas.

Fonte: Elaboração própria, com base nos resultados da pesquisa.

O coeficiente do diferencial da participação do salário na renda (*DifPart*) se mostrou positivo e significativo para duas estimacões realizadas, o Modelo 1 e o Modelo 3.

Este resultado tem respaldo nos modelos pós-keynesianos quando prevalece um regime de acumulação do tipo *wage-led*. Resultado este também encontrado por Tosoni (2014) em estudo do período de 1950-2010 para as economias latino-americanas.

Através das estimações realizadas, pôde-se observar que o coeficiente da variável taxa de desemprego (*DE*) exerce influência sobre o crescimento da economia de forma negativa e significativa para 2000-2007 e 2008-2014. Resultado este contrário ao que era esperado pela teoria apresentada pelo modelo de Porcile e Lima (2010). Segundo a teoria abordada neste modelo, com o aumento do progresso tecnológico, haveria uma queda no emprego das economias latino americanas, pois, com a chegada de novas máquinas e equipamentos, mais pessoas perderiam seus postos de trabalho. Um emprego mais baixo leva a uma desvalorização do câmbio, influenciando positivamente o crescimento da economia. Assim, um aumento no desemprego deveria afetar positivamente o crescimento das economias, o que não pôde ser confirmado pelas estimações empíricas.

O efeito contemporâneo do coeficiente da variável de desvio da taxa de câmbio real (*underval*) é negativo e significativo para as duas últimas estimações. Já o efeito do coeficiente do índice de desvalorização da taxa de câmbio real com uma defasagem sobre o PIB (*underval_{t-1}*) é positivo e significativo para todas as estimações realizadas. O que reforça os resultados encontrados na seção anterior e em autores como Hausmann et al. (2005), Rodrik (2008), Razmi (2013), Oreiro et al. (2011), Razmi, Rapetti e Skott (2012) e Missio, Jayme Jr. (2013) e Missio et al. (2015).

5. Conclusões

O presente estudo buscou realizar uma análise empírica para estudar a influência conjunto da taxa de câmbio real e do mercado de trabalho sobre o crescimento econômico das principais economias latino-americanas no período 1990 a 2014. A motivação para esta análise se deveu a influência recíproca entre a taxa de câmbio real e o salário real e, desse modo, sobre a demanda efetiva e o crescimento econômico. Particularmente num contexto em que as economias em estudo sofrem restrições em seus balanços de pagamentos e a influência do progresso tecnológico está ou não presente.

O modelo sem progresso tecnológico boa capacidade de explicação das taxas de crescimento do produto para as economias latino-americanas. Segundo ele, as variáveis: taxa

de crescimento populacional, diferencial de salários e da taxa de câmbio real da economia são, em conjunto, importantes para explicar o crescimento das economias da América Latina.

Para o caso do modelo com progresso tecnológico, além das já citadas variáveis, o diferencial das participações salariais (desejada e efetiva) apresentou efeito positivo e significativo. A taxa de desemprego foi significativa e inversamente relacionada com o crescimento econômico latino americano no modelo sem variáveis de controle.

Através dos resultados obtidos, pode-se compreender que a desvalorização da taxa de câmbio real em relação ao seu valor de equilíbrio exerce influência sobre o crescimento econômico, mesmo quando se controla pela distribuição de renda (diferencial dos salários). Para as economias latino-americanas estudadas no período 1990-2014, pôde-se concluir que o diferencial entre a participação salarial desejada e efetiva é capaz de elevar o crescimento da economia. Assim, políticas de incentivo ao aumento dos salários reais, como as isenções de impostos e aumento do poder de barganha dos trabalhadores, podem ser a princípio desejáveis. Com maiores participações dos salários na renda, o aumento do consumo resultante mais do que compensa a valorização do câmbio real causado pela elevação do índice de preço doméstico. Provocando, em termos líquidos, o aumento da demanda agregada e das taxas de crescimento econômico.

Quanto à taxa de câmbio real, conclui-se que mantendo-a desvalorizada em relação ao seu valor de equilíbrio por período de tempo suficiente longo, haverá uma alteração positiva no padrão de inserção internacional. Isto porque uma maior desvalorização da taxa de câmbio real em relação ao seu valor de equilíbrio estimula a mudança da estrutura produtiva da economia na direção de setores manufaturados (que tendem a não serem competitivos devido a elevada vantagem comparativa dos produtos primários) que relaxam as restrições do balanço de pagamentos dos países latino-americanos.

Referências

- Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica*, 60(2), 323. Doi: <https://doi.org/10.2307/2951599>
- Arellano, M.; Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), p 277-297. Doi: <https://doi.org/10.2307/2297968>

- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51. Doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-d](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-d)
- Bhaduri, A., & Marglin, S. (1990). Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies. *Cambridge Journal of Economics*, 14(4), 375–393. Doi: <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.cje.a035141>
- Blecker, R. A. (1989). International competition, income distribution and economic growth. *Cambridge Journal of Economics*, 13(3), 395–412. Doi: <https://www.jstor.org/stable/23598124>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. Doi: [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8)
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Doi: <https://doi.org/10.1017/cbo9780511811241>
- CEPAL. (2016). Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe 2015 = Statistical yearbook for Latin America and the Caribbean 2015. In www.cepal.org. Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe. <https://www.cepal.org/pt-br/node/35976>
- Davidson, R.; J. G. Mac Kinnon. (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- Dutt, A. K. (2002). Thirlwall's Law and Uneven Development. *Journal of Post Keynesian Economics*, 24(3), 367–390. Doi: <https://doi.org/10.1080/01603477.2002.11490331>
- Eichengreen, B., & Hatase, M. (2007). Can a rapidly growing export-oriented economy exit smoothly from a currency peg? Lessons from Japan's high-growth era. *Explorations in Economic History*, 44(3), 501–521. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.eeh.2006.08.004>
- Feenstra, Robert C., Robert Inklaar, and Marcel P. Timmer. 2015. "The Next Generation of the Penn World Table." *American Economic Review*, 105 (10): 3150-82. Doi: [10.1257/aer.20130954](https://doi.org/10.1257/aer.20130954)

- Ffrench-Davis, R. (1999). Macroeconomía, comercio y finanzas para reformar las reformas en América Latina. In repositorio.cepal.org. McGraw-Hill Interamericana. <https://hdl.handle.net/11362/2070>
- Frenkel, R., & Taylor, L. (2006). Real Exchange Rate, Monetary Policy and Employment. UN Department of Economic and Social Affairs (DESA) Working Papers. 28 Feb 2006, 12 pages. Doi: <https://doi.org/10.18356/db30bcf3-en>
- Gabriel, L. F. (2016) Crescimento econômico, hiato tecnológico, estrutura produtiva e taxa de câmbio real: análises teóricas e empíricas. Belo Horizonte, MG. Originalmente apresentada como tese de doutorado, Universidade Federal de Minas Gerais. Disponível em <http://hdl.handle.net/1843/FACE-ADLHJM>.
- Gala, P. (2008). Real exchange rate levels and economic development: theoretical analysis and econometric evidence. *Cambridge Journal of Economics*, 32(2), 273–288.
- Greene, W. H. (1997) *Econometric Analysis*, 3rd Ed. (International Edition), Upper Saddle River: Prentice Hall.
- Haggard, S., Kim, B.-K., & Moon, C. (1991). The Transition to Export-led Growth in South Korea: 1954–1966. *The Journal of Asian Studies*, 50(4), 850–873. Doi: <https://doi.org/10.2307/2058544>
- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029. Doi: <https://doi.org/10.2307/1912775>
- Hashem, P. M., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634. Doi: <https://doi.org/10.2307/2670182>
- Hinkle, L. E., & Monteil, P. J. (1999). Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries. *RePEc - Econpapers*.
- Krueger, A. O. (1974). The Political Economy of the Rent-Seeking Society. *The American Economic Review*, 64(3), 291–303.
- Loayza, N., Fajnzylber, P., & Calderón, C. (2005). Economic Growth in Latin America and the Caribbean : Stylized Facts, Explanations, and Forecasts. In openknowledge.worldbank.org. Washington, DC: World Bank.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary*

- Economics, 22(1), 3–42. Doi: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1), 631–652. Doi: <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Matyas, L. (1999). Generalized Method of Moments Estimation. In Cambridge University Press eBooks. Doi: <https://doi.org/10.1017/cbo9780511625848>
- McCombie, J. S. L., & Thirlwall, A. P. (1994). *Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint*. Palgrave Macmillan UK. Doi: <https://doi.org/10.1007/978-1-349-23121-8>
- Missio, F. J. (2012) *Câmbio e crescimento na abordagem keynesiana-estruturalista*. Belo Horizonte, MG. Originalmente apresentada como tese de doutorado, Universidade Federal de Minas Gerais.
- Missio, F. J., Jayme, F. G., Britto, G., & Luis Oreiro, J. (2015). Real Exchange Rate and Economic Growth: New Empirical Evidence. *Metroeconomica*, 66(4), 686–714. Doi: <https://doi.org/10.1111/meca.12087>
- Missio, F. J., & Jayme Jr., F. G. (2013). Restrição externa, nível da taxa real de câmbio e crescimento em um modelo com progresso técnico endógeno. *Economia E Sociedade*, 22(2), 367–407. Doi: <https://doi.org/10.1590/s0104-06182013000200004>
- Oreiro, J. L., Punzo, L., Araújo, E., & Squeff, G. (2011). Taxa real de câmbio, desalinhamento cambial e crescimento econômico no Brasil (1994-2007). *Revista de Economia Política*, 31(4), 551–562. Doi: <https://doi.org/10.1590/s0101-31572011000400003>
- Porcile, G., & Lima, G. T. (2010). Real exchange rate and elasticity of labour supply in a balance-of-payments-constrained macrodynamics. *Cambridge Journal of Economics*, 34(6), 1019–1039.
- Pugno, M. (1996). A kaldorian model of economic growth with labour shortage and major technical changes. *Structural Change and Economic Dynamics*, 7(4), 429–449. Doi: [https://doi.org/10.1016/s0954-349x\(96\)00061-6](https://doi.org/10.1016/s0954-349x(96)00061-6)
- Rapetti, M., Skott, P., & Razmi, A. (2012). The real exchange rate and economic growth: are developing countries different? *International Review of Applied Economics*, 26(6), 735–753. Doi: <https://doi.org/10.1080/02692171.2012.686483>

- Razin, O'Fair and Collins, Susan Margaret (1997), Real Exchange Rate Misalignments and Growth. NBER Working Paper No. w6174, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=225932>
- Razmi, A. M. (2012). The Exchange Rate, Diversification, and Distribution in a Modified Ricardian Model with a Continuum of Goods. SSRN Electronic Journal. Available at: <https://doi.org/10.2139/ssrn.1979179>
- Razmi, A., Rapetti, M., & Skott, P. (2012). The real exchange rate and economic development. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(2), 151–169. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2012.01.002>
- Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*, 2008(2), 365-412.
- Rodrik, D., Hausmann, R., & Pritchett, L. (2005). Growth Accelerations. *Journal of Economic Growth*, v. 10, n. 4, p. 34.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647–668.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037.
- Roodman, D. (2009). How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 9(1), 86–136. Doi: <https://doi.org/10.1177/1536867x0900900106>
- Ros, J. (2001). *Development theory and the economics of growth*. University of Michigan Press.
- Sargan, J. D. (1958). The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. *Econometrica*, 26(3), 393. Doi: <https://doi.org/10.2307/1907619>
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. Doi: <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Alan M. Taylor & Mark P. Taylor. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. *Journal of Economic Perspectives*. American Economic Association, vol. 18(4), pages 135-158. Doi: 10.1257/0895330042632744

- THE WORLD BANK (WB) (2017) World Data Bank: World Development Indicators. Disponível em <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators> Acesso em março de 2017.
- THE WORLD BANK (WB) (2017) Inter-American Development Bank (IDB). Disponível em <https://data.iadb.org/Base/Error>. Acesso em março de 2017.
- Thirlwall, A. P., (2011) The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences. PSL Quarterly Review, Vol. 64, No. 259, pp. 429-438, 2011, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2049757>
- Tosoni, G. A. (2014) Participación salarial y crecimiento económico en América Latina, 1950-2011. Revista Cepal.
- Alarco Tosoni, G. (2017). Ciclos distributivos y crecimiento económico em América Latina. Cuadernos de Economía, 36(72), 1-42. Doi: 10.15446/cuad.econ.v36n72.65819.
- UNCTAD (2005) World Investment Report, Transnational Corporations and Internationalization of R and D. New York: United Nations.