

UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CIÊNCIAS CONTÁBEIS E CIÊNCIAS
ECONÔMICAS

BRENO NAHUEL FRENEAU

DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL DA RENDA E CRESCIMENTO
ECONÔMICO: ELEMENTOS TEÓRICOS E UMA ANÁLISE
ECONOMÉTRICA COM DADOS EM PAINEL DINÂMICO

GOIÂNIA
2018

**TERMO DE CIÊNCIA E DE AUTORIZAÇÃO PARA DISPONIBILIZAR
VERSÕES ELETRÔNICAS DE TESES E DISSERTAÇÕES
NA BIBLIOTECA DIGITAL DA UFG**

Na qualidade de titular dos direitos de autor, autorizo a Universidade Federal de Goiás (UFG) a disponibilizar, gratuitamente, por meio da Biblioteca Digital de Teses e Dissertações (BDTD/UFG), regulamentada pela Resolução CEPEC nº 832/2007, sem ressarcimento dos direitos autorais, de acordo com a Lei nº 9610/98, o documento conforme permissões assinaladas abaixo, para fins de leitura, impressão e/ou *download*, a título de divulgação da produção científica brasileira, a partir desta data.

1. Identificação do material bibliográfico: ☒ **Dissertação** ☐ **Tese**

2. Identificação da Tese ou Dissertação:

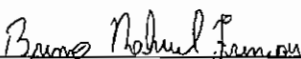
Nome completo do autor: Breno Nahuel Freneau

Título do trabalho: Distribuição funcional da renda e crescimento econômico: Elementos teóricos e uma análise econométrica com dados em painel dinâmico

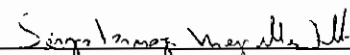
3. Informações de acesso ao documento:

Concorda com a liberação total do documento ☒ **SIM** ☐ **NÃO**¹

Havendo concordância com a disponibilização eletrônica, torna-se imprescindível o envio do(s) arquivo(s) em formato digital PDF da tese ou dissertação.


Assinatura do(a) autor(a)²

Ciente e de acordo:


Assinatura do(a) orientador(a)²

Data: 20 / 06 / 2018

¹ Neste caso o documento será embargado por até um ano a partir da data de defesa. A extensão deste prazo suscita justificativa junto à coordenação do curso. Os dados do documento não serão disponibilizados durante o período de embargo.

Casos de embargo:

- Solicitação de registro de patente;
- Submissão de artigo em revista científica;
- Publicação como capítulo de livro;
- Publicação da dissertação/tese em livro.

² A assinatura deve ser escaneada.

BRENO NAHUEL FRENEAU

DISTRIBUIÇÃO FUNCIONAL DA RENDA E CRESCIMENTO
ECONÔMICO: ELEMENTOS TEÓRICOS E UMA ANÁLISE
ECONOMÉTRICA COM DADOS EM PAINEL DINÂMICO

Dissertação apresentada como requisito parcial
para a obtenção do grau de Mestre pelo Programa
de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de
Administração, Ciências Contábeis e Ciências
Econômicas da Universidade Federal de Goiás.

Área de concentração: Macroeconomia

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Fornazier Meyrelles
Filho

GOIÂNIA
2018

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do
Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UFG.

Freneau, Breno Nahuel

Distribuição funcional da renda e crescimento econômico
[manuscrito] : Elementos teóricos e uma análise econométrica com
dados em painel dinâmico / Breno Nahuel Freneau. - 2018.
126 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Fornazier Meyrelles Filho.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Goiás,
Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências
Econômicas (FACE), Programa de Pós-Graduação em Economia, Goiânia,
2018.

Bibliografia. Apêndice.

Inclui símbolos, gráfico, tabelas.

1. Crescimento econômico. 2. Distribuição de renda. 3. Modelo
Bhaduri-Marglin. 4. Painel dinâmico. I. Meyrelles Filho, Sérgio
Fornazier, orient. II. Título.



ATA DE DEFESA PÚBLICA DE DISSERTAÇÃO

Aos dezesseis dias do mês de maio de 2018, no horário de 14 horas e 00 minutos às 17 horas e 00 minutos, foi realizada, em sessão pública na sala 2107 da FACE, a defesa da dissertação *Distribuição funcional da renda e crescimento econômico: Elementos teóricos e uma análise econométrica com dados em painel dinâmico*, de autoria do discente Breno Nahuel Freneau, do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPE da Universidade Federal de Goiás.

A Comissão Examinadora, constituída pelo Professor Sérgio Fornazier Meyrelles Filho, da Universidade Federal de Goiás (UFG)/PPE/(Membro Interno/Orientador), Professor Anderson Mutter Teixeira, da Universidade Federal de Goiás (UFG)(Membro Interno) e pelo Professor Ricardo Silva Azevedo Araújo, da Universidade de Brasília (UNB) (Membro Externo), emitiu o seguinte parecer/recomendações:

Resultado Final:

☒ Aprovado

☐ Reprovado

Recomendações:

Eu, Sérgio Fornazier Meyrelles Filho, orientador do discente, lavrei a presente Ata, que segue assinada por mim e pelos demais membros da Comissão Examinadora.

Prof. Dr. Sérgio Fornazier Meyrelles Filho (Orientador/Presidente/PPE/UFG)

Prof. Dr. Anderson Mutter Teixeira (Examinador/ Membro Interno/PPE/UFG)

Prof. Dr. Ricardo Silva Azevedo Araújo (Membro Externo/UNB)

Goiânia, 16/05/2018.

Dedico este trabalho a minha coautora, a
gatinha Meleca.

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a todos que contribuíram para a realização desse projeto. Agradeço à minha família pela paciência e pelo carinho. Agradeço ao meu orientador Prof. Dr. Sérgio Fornazier Meyrelles Filho pela dedicação e amizade. Agradeço também a todos os colegas de mestrado, docentes e funcionários envolvidos com o Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas da Universidade Federal de Goiás. Por fim, estou agradecido à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Goiás (FAPEG) pelo suporte.

RESUMO

O presente estudo investiga a relação entre a distribuição funcional da renda e o crescimento econômico mediante revisão literária, modelagem matemática formal e análise econométrica. Parte-se de uma revisão da literatura relacionada às teorias de distribuição e crescimento, identificando-se diferentes perspectivas sobre o tema. No âmbito dessa discussão, destaca-se a interpretação originalmente desenvolvida por Amit Bhaduri e Stephen Marglin que, ao modelarem características próprias de uma economia monetária de produção, com subutilização da capacidade produtiva e a possível existência de desemprego involuntário da mão-de-obra, definiram, sob uma ótica pós-Keynesiana, um arcabouço rigoroso e flexível de análise. O modelo Bhaduri-Marglin prevê efeitos positivos sobre o consumo associados a uma maior parcela salarial (*wage share*) no produto e efeitos positivos sobre o investimento associados à redistribuição em favor da parcela dos lucros (*profit share*). Portanto, a estrutura proposta é capaz de explicar resultados *wage-led*, observados quando o efeito consumo domina o efeito investimento bem como resultados *profit-led*, verificados caso contrário. Após a devida apresentação formal do modelo, e de uma breve síntese do atual estágio dos estudos empíricos nessa área, propõe-se um estudo econométrico como forma de contribuição ao debate. Com base em uma especificação empírica do modelo Bhaduri-Marglin para economia aberta são estimadas regressões com dados em painel. Destacam-se como aspectos centrais da contribuição aqui proposta: (1) a inclusão de países em desenvolvimento nas amostras e (2) o emprego de estimadores econométricos capazes de lidar com os problemas de endogeneidade potenciais. O estudo empírico foi realizado por meio do estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond para painéis dinâmicos com vistas a analisar o regime de demanda e por meio de vetores autoregressivos em painel visando identificar tanto o regime de acumulação quanto o regime de demanda. A investigação mediante o estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond produziu resultados com regime de demanda predominantemente *wage-led*. Identificou-se apenas uma instância em que o regime de demanda da economia média se mostrou *profit-led*. O estimador autorregressivo, por sua vez, sugere que a economia média apresenta regime de demanda *profit-led* e regime de acumulação *wage-led*. Não foi possível encontrar, por meio dessa estrutura autorregressiva, coeficientes significativos referentes à economia em desenvolvimento média.

Palavras-chave: Crescimento econômico. Distribuição de renda. Modelo Bhaduri-Marglin. Painel dinâmico.

Classificação JEL: C33, E12, E25, O42.

ABSTRACT

In this study, we investigate the relationship between functional income distribution and economic growth by means of a literary survey, formal mathematical modeling and econometric analysis. We begin by reviewing the literature regarding economic distribution and growth theories and identifying different perspectives on this issue. In the context of this discussion, we emphasize the interpretation originally developed by Amit Bhaduri and Stephen Marglin who, by modeling the characteristics of underutilization of productive capacities and involuntary unemployment of the workforce attributed to a monetary economy of production, defined, under a post-Keynesian view, a rigorous and flexible framework of analysis. The Bhaduri-Marglin model predicts positive effects of a higher wage share on consumption as well as positive effects of a higher profit share on investment. Therefore, this framework is capable of explaining wage-led results, which are observed when the consumption effect dominates the investment effect, as well as profit-led results, which are otherwise verified. Upon formally presenting the model and a brief synthesis of the current stage of empirical research in this area of investigation, we propose an econometric study as a means of contributing to the debate. Based on an empirical specification of the Bhaduri-Marglin model for an open economy, we estimate regressions through the use of panel data. We highlight, as central aspects of the contribution proposed here: (1) the inclusion of developing countries in the samples and (2) the application of econometric estimators which are capable of handling potential endogeneity issues. In our empirical study, we apply the Arellano-Bover/Blundell-Bond estimator for dynamic panel data seeking to estimate and analyze the demand regime. Additionally, we employ autoregressive vectors in panel data in order to identify the accumulation regime as well as the demand regime. In our investigation with the Arellano-Bover/Blundell-Bond estimator, we find that most demand regimes estimated are wage-led. Nevertheless, we managed to estimate profit-led demand regimes in one instance related to the average economy. On the other hand, the autorregressive estimator suggests that the average economy has profit-led demand and wage-led accumulation. However, no significant coefficients were detected for the average developing economy while applying this autorregressive structure.

Keywords: Economic growth. Income distribution. Bhaduri-Marglin model. Dynamic panel.

JEL classification: C33, E12, E25, O42.

Sumário

Introdução	10
1 A Relação Entre o Crescimento e a Distribuição: Uma Revisão Bibliográfica	15
<i>Introdução</i>	<i>15</i>
1.1 <i>As abordagens clássicas.....</i>	<i>16</i>
1.2 <i>O modelo Harrod-Domar e o problema de instabilidade</i>	<i>18</i>
1.3 <i>As abordagens neoclássicas: o modelo de Solow e a teoria do crescimento endógeno</i>	<i>21</i>
1.4 <i>As abordagens pós-keynesianas: os modelos Kaldor-Robinson e Kalecki-Steindl.....</i>	<i>23</i>
1.5 <i>Os modelos kaleckianos Rowthorn-Dutt e Bhaduri-Marglin</i>	<i>26</i>
<i>Considerações finais</i>	<i>27</i>
2 Fundamentos Teóricos: O Modelo Bhaduri-Marglin	29
<i>Introdução</i>	<i>29</i>
2.1 <i>Estrutura simplificada do sistema e taxas de equilíbrio</i>	<i>31</i>
2.2 <i>Análise de equilíbrio dinâmico.....</i>	<i>34</i>
2.3 <i>Algumas extensões do modelo Bhaduri-Marglin</i>	<i>35</i>
<i>Considerações finais</i>	<i>38</i>
3 Distribuição Funcional da Renda e Crescimento Econômico: Evidências Empíricas ..	40
<i>Introdução</i>	<i>40</i>
3.1 <i>A literatura empírica prévia</i>	<i>40</i>
3.2 <i>Análise econométrica</i>	<i>45</i>
3.2.1 <i>Metodologia.....</i>	<i>46</i>
3.2.2 <i>Resultados e discussões</i>	<i>55</i>
<i>Considerações finais</i>	<i>75</i>
Conclusão	77
Apêndice A – Derivação do Modelo Bhaduri-Marglin	81
<i>Introdução</i>	<i>81</i>
A.1 <i>Identities contábeis e o processo da precificação.....</i>	<i>81</i>

<i>A.2 Estrutura do sistema e taxas de equilíbrio.....</i>	<i>82</i>
<i>A.3 Efeitos de variações nas propensões a poupar sobre as taxas de equilíbrio</i>	<i>87</i>
<i>A.4 Efeitos de variações no profit share sobre as taxas de equilíbrio</i>	<i>89</i>
<i>A.5 Efeitos de variações no profit share sobre a competitividade internacional.....</i>	<i>94</i>
<i>A.6 Restrições do modelo</i>	<i>98</i>
Apêndice B – Derivação das Equações Empíricas do Modelo Bhaduri-Marglin.....	100
<i>Introdução</i>	<i>100</i>
<i>B.1 Equação de consumo</i>	<i>101</i>
<i>B.2 Equação de investimento</i>	<i>102</i>
<i>B.3 Equação de exportações líquidas</i>	<i>103</i>
Apêndice C – Os Estimadores GMM, Difference GMM e System GMM	104
<i>Introdução</i>	<i>104</i>
<i>C.1 A estrutura fundamental: o estimador GMM</i>	<i>104</i>
<i>C.1.1 O modelo populacional pressuposto pelo estimador GMM.....</i>	<i>104</i>
<i>C.1.2 O estimador GMM</i>	<i>105</i>
<i>C.1.3 Propriedades do estimador GMM</i>	<i>107</i>
<i>C.1.4 Factibilidade.....</i>	<i>109</i>
<i>C.2 Modelagem de painéis dinâmicos: difference e system GMM.....</i>	<i>110</i>
<i>C.2.1 Modificações no modelo populacional</i>	<i>110</i>
<i>C.2.2 Transformações para eliminar os efeitos fixos</i>	<i>112</i>
<i>C.2.3 Construindo a matriz de instrumentos: difference GMM.....</i>	<i>114</i>
<i>C.2.4 System GMM.....</i>	<i>115</i>
Apêndice D – Testes e Resultados das Regressões pVar.....	116
Referências Bibliográficas	118

Introdução

A crise econômica de 2008-2009 veio acompanhada por um renovado interesse pelo estudo da distribuição da renda e seus potenciais efeitos sobre o crescimento econômico. Isso se deve não apenas ao período economicamente turbulento inicial da crise,¹ mas também à necessidade de retomada do crescimento sustentável posterior, com devidas proteções a potenciais choques similares no futuro.² Um possível elemento-chave para se explicar as dificuldades de recuperação econômica consiste na depressão crônica do consumo associada a um eventual efeito persistente da crise sobre as populações de menor renda e mais alta propensão a consumir. Nesse contexto, as políticas baseadas na hipótese de gotejamento econômico, ou *trickle-down economics*, têm sido cada vez mais criticadas devido à falha em abordar o problema da desigualdade.³ Além disso, os efeitos da crise alertaram também as instituições internacionais que demandam maiores esforços na pesquisa direcionada à relação entre a distribuição da renda e o crescimento econômico.⁴

Portanto, o objetivo do presente trabalho consiste na investigação, teórica e empírica, dos potenciais efeitos da distribuição funcional da renda⁵ sobre o processo de crescimento econômico. Mais especificamente, investiga-se a hipótese de que há um relacionamento entre a distribuição e a demanda agregada (interpretada como indicador do crescimento de curto prazo), bem como a hipótese de relação entre a distribuição e a taxa de acumulação do estoque de capital (crescimento de longo prazo).

O *mainstream* da teoria econômica, tradicionalmente, não aborda a desigualdade como um problema explícito.⁶ Não obstante, alguns de seus autores influentes, como Rajan (2010) e

¹ Stockhammer (2012; 2015) e Stockhammer e Onaran (2013) argumentam, por exemplo, que a desigualdade crescente observada desde a crise potencializou os efeitos adversos sobre o crescimento.

² Ver, por exemplo, Lavoie e Stockhammer (2013), que discutem o papel da distribuição no processo de recuperação econômica.

³ Piketty (2014), por exemplo, estuda a desigualdade da distribuição pessoal da renda na Europa e nos Estados Unidos e identifica uma tendência de concentração da riqueza. Essa tendência está associada à superioridade da taxa de retorno sobre o capital em relação à taxa de crescimento econômico. Como consequência, a riqueza das famílias mais ricas cresce mais rapidamente do que a de categorias mais pobres, ainda que o crescimento seja aproveitado por todos.

⁴ Algumas publicações recentes do Fundo Monetário Internacional (OSTRY e BERG, 2011; KUMHOF, LEBARZ, *et al.*, 2012; OSTRY, BERG e TSANGARIDES, 2014), da Organização Internacional do Trabalho (ILO, 2013; 2015), da Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (UNCTAD, 2009; 2016; 2017), e da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD, 2008; 2011; 2015) destacam o problema da desigualdade e apontam para a relação entre o crescimento e a distribuição como uma das áreas de pesquisa críticas para o futuro.

⁵ Deve-se distinguir, todavia, entre a distribuição funcional e a distribuição pessoal da renda aludida no parágrafo anterior. A primeira diz respeito à divisão da renda entre salários e lucros, enquanto que a segunda se refere à distribuição ao longo das famílias ou indivíduos. Dentre os estudos que lidam com questões de distribuição pessoal da renda e a demanda, pode-se destacar Carvalho e Rezai (2016) e Stockhammer e Wildauer (2016).

⁶ A seção 1.3 do Capítulo 1 discute a visão neoclássica sobre a distribuição da renda e o crescimento.

Stiglitz (2012) reconhecem a necessidade de lidar com a desigualdade como um dos obstáculos à adequada organização econômica das sociedades modernas. Há, porém, abordagens externas ao *mainstream* econômico que fornecem vias alternativas de pesquisa sobre a associação potencial entre a distribuição e o crescimento.

Nessa esteira, o presente trabalho busca inspiração a partir da interpretação originalmente desenvolvida por Amit Bhaduri e Stephen Marglin. O modelo Bhaduri-Marglin, como ficou conhecida essa estrutura de análise na literatura, se caracteriza por representar, sob uma visão pós-keynesiana, as características próprias de uma economia monetária de produção, ou seja, as possibilidades de subutilização da capacidade produtiva e de existência de desemprego involuntário da mão-de-obra. O modelo prevê efeitos positivos sobre o consumo associados a uma maior parcela salarial no produto (*wage share*). Em contrapartida, efeitos positivos sobre o investimento atribuídos a uma maior parcela dos lucros (*profit share*) são também previstos.⁷ Consequentemente, o modelo Bhaduri-Marglin é capaz de explicar resultados *wage-led*, constatados quando o *wage share* se apresenta como fonte de estímulo ao crescimento predominante, *i.e.*, quando o efeito consumo supera o efeito investimento, bem como resultados *profit-led*, caso contrário observados.

Por meio da presente investigação, busca-se elevar a literatura empírica associada ao modelo Bhaduri-Marglin com duas principais contribuições: (1) investiga-se o comportamento da relação entre a distribuição funcional da renda e o crescimento nas economias em desenvolvimento, e; (2) utiliza-se estimadores presentes na literatura econométrica que são capazes de lidar com os problemas de endogeneidade frequentemente encontrados nas séries de dados macroeconômicas. São esses o estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond e o estimador por vetor autorregressivo para painel.

No contexto dessa análise econométrica, o estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond foi empregado para analisar os efeitos distributivos sobre os componentes da demanda e, assim, estimar o efeito distributivo sobre a própria demanda. Para realizar essa investigação, foram utilizados dados em formato de painel dinâmico associados a um conjunto de países desenvolvidos e países em desenvolvimento. Visando introduzir considerações de desenvolvimento desigual, as amostras foram divididas em dois conjuntos. O primeiro conjunto de dados incorporou todos os países, e define o que é aqui referido como “economia média”. O segundo conjunto foi restrito a países em desenvolvimento caracterizando o que aqui se chama

⁷ Além disso, o modelo Bhaduri-Marglin identifica efeitos distributivos ambíguos sobre as exportações líquidas que influenciam também o processo de crescimento.

de “economia em desenvolvimento média”. Ambos os conjuntos foram então divididos em quatro categorias adicionais de painéis conforme a periodicidade dos dados. Nessa dimensão, utilizou-se uma amostra com dados médios trienais associados ao período entre 1995 e 2012 e três amostras com dados médios bienais, associadas aos períodos sobrepostos entre 1995 e 2006, 1998 e 2009, e 2001 e 2012. O estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond produziu uma preponderância de evidências que apontam para regimes de demanda *wage-led* em ambas as amostras, da economia média e da economia em desenvolvimento média. Logo, essas evidências sugerem, que, em geral, um choque redistributivo em favor da parcela salarial apresenta-se como fonte de estímulo para a demanda. Obteve-se, entretanto, um resultado *profit-led* na regressão com a amostra da economia média associada ao período mais recente, entre 2001 e 2012. Além disso, observou-se também um efeito *wage-led* fraco quando se regrediu a amostra da economia em desenvolvimento média correspondente a esse mesmo período. Esses efeitos podem ser indícios de uma tendência recente dos regimes de demanda em se aproximar da configuração *profit-led*. No caso da economia média, o regime *profit-led* se explica pelo efeito distributivo positivo sobre o investimento predominante estimado com significância. O efeito *wage-led* fraco observado na amostra da economia em desenvolvimento média, por sua vez, pode ser explicado pela queda no diferencial entre as propensões a consumir a partir dos salários e dos lucros.

O estimador autorregressivo para painel, por sua vez, foi utilizado para regredir apenas os painéis com médias trienais calculadas para o período entre 1995 e 2012. Os resultados encontrados pela interpretação dos efeitos distributivos impulso-resposta sobre a taxa de utilização e a taxa de acumulação sugerem que a economia média apresenta demanda *profit-led* e acumulação *wage-led*. Isso é um indício de que a redistribuição em favor da parcela seria uma fonte de estímulo para a demanda, contrariando os resultados *wage-led* preponderantes encontrados por meio do estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond. Além disso, identifica-se no aumento da parcela salarial um estímulo para a acumulação de capital. No entanto, considerando esses resultados autorregressivos em conjunto, encontra-se uma contradição empírica ao modelo teórico Bhaduri-Marglin, que prevê a incompatibilidade entre um regime de demanda *profit-led* e um regime de acumulação *wage-led*.⁸ Em relação à amostra da economia em desenvolvimento média, não foi possível identificar efeitos distributivos impulso-resposta significativos por meio da estrutura autorregressiva.

⁸ Na seção 2.2 do Capítulo 2 aborda-se, em mais detalhes, os motivos para essa incompatibilidade de resultados sob a estrutura do modelo Bhaduri-Marglin.

Além da presente introdução e da conclusão no final da apresentação, o presente trabalho se divide em três capítulos: o Capítulo 1 realiza uma síntese da literatura sobre o crescimento e a distribuição funcional da renda. A discussão se baseia em uma revisão das abordagens teóricas ao tópico e visa identificar uma estrutura teórica para empreender a análise proposta. Uma opção é identificada entre os modelos kaleckianos, em particular o modelo Bhaduri-Marglin de distribuição e crescimento. O modelo Bhaduri-Marglin teórico básico é desenvolvido no Capítulo 2 mediante modelagem matemática. Parte-se de uma descrição de suas características e hipóteses principais. Em seguida, apresenta-se o sistema de equações fundamentais que o estruturam e seus principais resultados inferidos. Essa exposição é feita tendo-se em vista permitir a identificação dos efeitos distributivos sobre o crescimento econômico sob essa estrutura de análise. Na sequência, inclui-se breve discussão acerca de algumas extensões ao modelo presentes na literatura como alternativas para estudos futuros. Por fim, a parcela empírica do estudo é apresentada no Capítulo 3. Primeiramente, realiza-se uma revisão da literatura empírica relativa à aplicação do modelo Bhaduri-Marglin. Entre as regularidades observadas nessa literatura, a preponderância de resultados *wage-led* referentes ao regime de demanda é uma característica marcante. É também corroborada pela análise empírica com estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond do presente trabalho. Logo após, a análise econométrica propriamente dita é introduzida. Essa discussão parte do ferramental metodológico utilizado na análise, incluindo uma discussão sobre a especificação empírica do modelo Bhaduri-Marglin, uma exposição referente às amostras de painéis de dados utilizadas na investigação e, em seguida, uma breve descrição das abordagens econométricas empregadas. Por fim, apresenta-se os resultados obtidos por meio das regressões econométricas com estimadores para painel dinâmico. Adicionalmente, inclui-se quatro apêndices para complementar o conteúdo desenvolvido na parte principal do texto.

Os apêndices separam as discussões sobre os aspectos mais técnicos do ferramental utilizado. Essa divisão é feita para simplificar a fluidez do texto principal e, simultaneamente, disponibilizar uma apresentação mais aprofundada do aparato metodológico empregado no estudo. O Apêndice A complementa o Capítulo 2 e desenvolve em maiores detalhes as características do modelo Bhaduri-Marglin matemático, incluindo exposições acerca do paradoxo da poupança e dos efeitos distributivos sobre a balança comercial. O Apêndice B expõe a estrutura lógica por trás da especificação empírica do modelo Bhaduri-Marglin, apresentada em formato resumido na subseção 3.2.1.1 do Capítulo 3. Já o Apêndice C elabora uma discussão sobre os aspectos fundamentais dos estimadores para dados em painel utilizados, partindo da apresentação acerca das características do estimador por método de momentos

generalizados (*GMM*) seguida da descrição das modificações necessárias ao se utilizar a estrutura *GMM* em um contexto dinâmico. Por fim, o Apêndice D contém os resultados dos testes preliminares realizados para as estimações com vetor autorregressivo.

1 A Relação Entre o Crescimento e a Distribuição: Uma Revisão Bibliográfica

Introdução

No âmbito da investigação científica, a teoria pode servir como útil ponto de partida para a abordagem de um tópico. Portanto, o presente capítulo busca realizar um resgate da literatura econômica teórica, conforme diferentes linhas de pensamento, acerca do tópico de interesse, ou seja, sobre a suposta relação entre a distribuição funcional da renda e o crescimento econômico. Ao longo dessa revisão, e à medida que diferentes abordagens ao tópico são apresentadas, busca-se responder a seguinte pergunta: A teoria proposta pela abordagem em questão prevê alguma relação evidente entre a distribuição da renda e o crescimento?

No pensamento clássico podem ser identificadas as raízes da ciência econômica moderna. A abordagem clássica sobre a distribuição funcional da renda em sua relação com a acumulação de capital e o crescimento da produção constitui assim o ponto de partida óbvio para o estudo proposto. Destaca-se nesse contexto, conforme apresentada na seção 1.1, a noção de que existiria uma tendência secular à estagnação econômica associada ao estrangulamento dos lucros do capital. A segunda seção do capítulo aborda o modelo Harrod-Domar (HARROD, 1939; DOMAR, 1946) que, apesar de não incorporar questões distributivas, introduziu a análise de equilíbrio dinâmico ao estudo do crescimento sob a ótica keynesiana da demanda efetiva. Reserva-se especial atenção, nesse contexto, ao problema de instabilidade harrodiana, que constituiu matéria de importante debate entre representantes de diferentes tradições do pensamento econômico, particularmente nas décadas 1950 e 1960, período crucial no que concerne ao desenvolvimento das abordagens modernas ao crescimento e à sua eventual relação com a dimensão distributiva. Na sequência, seção 1.3, expõe-se a abordagem neoclássica ao crescimento e à distribuição. Na perspectiva neoclássica, supõe-se a atividade maximizadora dos agentes econômicos proprietários dos fatores de produção. Nesse contexto, as remunerações aos fatores são determinadas conforme suas produtividades marginais. Exclui-se, portanto, a existência de classes sociais e, conseqüentemente, não há escopo para um conflito distributivo. Logo, a distribuição é aqui explicada pelas relações de oferta e demanda nos mercados de fatores competitivos ao passo que o crescimento é modelado por meio de uma estrutura de equilíbrio dinâmico em que se introduz uma função de produção com elevada substitubilidade entre os fatores. Na teoria neoclássica, a distribuição e o crescimento resultam da acumulação de fatores, mas não se prevê uma relação causal direta entre essas duas variáveis. As abordagens pós-keynesianas são apresentadas como alternativas para o estudo da relação entre a distribuição e o crescimento na seção 1.4. Aqui, discute-se como as linhas de pensamento kaldoriana-robinsoniana e kaleckiana-steinldiana lidam com o problema de

instabilidade detectado no modelo Harrod-Domar, visando gerar modelos de crescimento equilibrado. Por fim, na seção 1.5, os modelos de distribuição e crescimento Rowthorn-Dutt e Bhaduri-Marglin são discutidos, ambos baseados na linha de pensamento kaleckiana. Conclui-se que, no contexto de uma economia monetária de produção, o modelo Bhaduri-Marglin consiste em uma estrutura de análise rigorosa e flexível a ser considerada para a investigação da relação entre a distribuição e o crescimento.

1.1 As abordagens clássicas

As questões referentes ao crescimento e à distribuição da renda são temas centrais da economia política clássica. Para David Ricardo, a distribuição da renda é de fundamental importância, como evidenciado no prefácio de seu *Principles of political economy and taxation*:

O produto da terra – tudo que é derivado de sua superfície pela aplicação conjunta de trabalho, maquinário, e capital, é dividida entre as três classes da comunidade; a saber, o proprietário da terra, o dono do estoque de capital para o seu cultivo, e os trabalhadores. [...] Mas em diferentes estágios da sociedade, as proporções do produto integral da terra que são alocadas a cada uma dessas classes, sob os nomes de aluguel, lucros, e salários, serão essencialmente diferentes. [...] Determinar as leis que regulam essa distribuição é o problema principal na economia política. (RICARDO, 1951, p. 5, tradução nossa)

Na perspectiva clássica, o sistema econômico se organiza em torno de diferentes classes socioeconômicas, a saber trabalhadores, capitalistas e proprietários dos demais recursos utilizados na produção (*rentiers*).⁹ Além disso, a teoria clássica também considera os efeitos econômicos associados à divisão do produto entre as classes. Nesse contexto, a remuneração salarial devida aos trabalhadores é considerada como sendo restrita ao seu nível de subsistência, consideradas as condições de reprodução do sistema em equilíbrio, e os lucros capitalistas são vistos como inteiramente aplicados no investimento. Nessa estrutura de análise, identificam-se problemas no crescimento atribuídos a uma tendência de queda dos lucros.¹⁰ Hein (2014) classifica a abordagem clássica entre duas principais linhas de pensamento, a ricardiana, baseada no pensamento de David Ricardo, e a marxiana, fundamentada nas ideias de Karl Marx.

⁹ No contexto clássico *rentiers* são proprietários de terra.

¹⁰ A lei da tendência de uniformidade da taxa de lucros é outro aspecto utilizado pelos clássicos para associar a distribuição e o crescimento. Essa hipótese afirma que, devido às pressões competitivas, deve-se observar uma tendência de equalização nas taxas de lucros ao longo dos diversos setores da economia. Portanto, as conclusões clássicas se aplicariam ao sistema macroeconômico como um todo. Ver Harris (1988) para uma discussão pormenorizada.

A interação entre o crescimento e os lucros é explicada diferentemente conforme cada uma delas.

Em linhas gerais, os clássicos abordam o crescimento e a distribuição da seguinte forma. Supõe-se que a distribuição funcional da renda é determinada exogenamente ao processo de acumulação por fatores institucionais que se refletem na existência das classes sociais, em particular pela instituição da taxa salarial de subsistência, dada pelos meios necessários de reprodução do estoque de trabalho. Já o crescimento é interpretado como sendo determinado pela taxa de lucros e pela propensão a poupar da classe capitalista. Ao longo do processo de acumulação, todavia, deveria ocorrer um estrangulamento dos lucros (*profit squeeze*) que fonte de uma tendência de queda na taxa de lucros.

Do ponto de vista ricardiano,¹¹ a tendência de queda da taxa de lucros surge a partir da natureza decrescente da produtividade marginal da terra. As pressões sobre a produção de alimentos para a expansão e a reprodução do estoque de trabalho estimulariam a locação de propriedades agrícolas cada vez menos férteis. As novas propriedades locadas estariam associadas a uma menor produtividade marginal o que ocasionaria o aumento da renda da terra devida sobre o cultivo das terras de melhor qualidade. Concomitantemente, os rendimentos decrescentes se refletiriam no encarecimento dos alimentos, elevando-se assim os salários de subsistência. Constituindo esse nível o patamar de equilíbrio para os rendimentos do trabalho, manifestar-se-ia, por essa via, uma depressão crônica da taxa de lucros em favorecimento da taxa rentista. Esse processo de estrangulamento crônico, por sua vez, levaria a taxa de acumulação e, portanto, de crescimento, a um inevitável estado estacionário de longo prazo. Choques de produtividade na agricultura atribuídos ao progresso tecnológico ou alívio das pressões sobre o setor agrícola mediante mudanças institucionais¹² poderiam, entretanto, postergar a convergência da economia para esse estado.

Já na perspectiva marxiana¹³ a tendência de queda da taxa de lucros está relacionada ao crescimento do setor industrial que, ao aquecer o mercado de trabalho ou, em termos marxianos, ao reduzir o assim-chamado exército (industrial) de reserva, geraria pressão ascendente sobre a taxa salarial, estrangulando com isso os lucros e afetando adversamente o crescimento econômico. O destino inevitável seria uma crise profunda do capitalismo. É interessante

¹¹ Para uma discussão mais aprofundada sobre a abordagem ricardiana e de outros clássicos, veja-se Weldon (1988) e Salvadori (2003).

¹² Esse argumento foi utilizado por Ricardo para criticar o protecionismo inglês no contexto das leis dos cereais (*Corn Laws*). Para uma discussão mais extensa consultar, por exemplo, Weldon (1988).

¹³ Uma discussão aprofundada sobre a teoria marxiana é encontrada em Harris (1988) e Levine (1988).

observar que a tendência de queda da taxa de lucros ocorre em ciclos no contexto marxiano,¹⁴ já que há uma interação bidirecional entre o crescimento e a distribuição. Nesse sentido, o aumento salarial permitiria a expansão do exército reserva, aliviando assim a pressão sobre os lucros e gerando novas condições de retomada.

Como será discutido adiante, o aspecto político da abordagem clássica foi rejeitado pelos neoclássicos, mas foi mantido em algumas escolas de pensamento fora do *mainstream*. Para melhor contextualizar as discussões que se seguem, contudo, é útil revisar primeiramente a teoria do crescimento proposta pelo modelo Harrod-Domar.

1.2 O modelo Harrod-Domar e o problema de instabilidade

Em *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda (TG)*, John Maynard Keynes (KEYNES, 1973) propôs uma explicação para a determinação da atividade em uma economia monetária de produção por meio do princípio da demanda efetiva. Isso foi realizado considerando fixos os estoques de trabalho e de capital e, portanto, a *TG* descreve uma teoria de curto prazo e não faz referência a questões da dinâmica econômica. Contemporâneos de Keynes, Roy Forbes Harrod (HARROD, 1939) e Evsey Domar (DOMAR, 1946)¹⁵ representam os esforços iniciais em estender o princípio da demanda efetiva ao contexto do longo prazo, fornecendo a estrutura básica para uma teoria dinâmica que influenciaria os desenvolvimentos posteriores no estudo do crescimento. Questões distributivas, entretanto, não são tratadas por esses autores em particular.¹⁶

Harrod (1939) buscou introduzir uma teoria dinâmica para explicar o ciclo comercial como movimentos de instabilidade em torno do equilíbrio. O foco da análise é a taxa de crescimento garantida, ou a taxa de crescimento do estoque de capital que mantém o sistema econômico em equilíbrio. A taxa garantida é vista como sendo determinada pela propensão a poupar média e pela razão capital-produto visada, sendo esta última definida como a proporção entre a razão capital-produto potencial e a taxa de utilização da capacidade produtiva visada, ou natural. Supondo todos esses determinantes exógenos, como feito por Harrod (1939),

¹⁴ Goodwin (1967) propõe um modelo que captura a interação cíclica entre o crescimento e a distribuição presente na abordagem marxiana.

¹⁵ Domar (1946) apresentou um modelo de equilíbrio dinâmico onde os efeitos do investimento sobre a capacidade produtiva são explicitamente abordados e analisou as condições necessárias para a manutenção de um equilíbrio constante da taxa de utilização da capacidade produtiva. Devido à relevância do problema de instabilidade identificado por Harrod (1939), entretanto, a presente discussão se foca no trabalho particular desse autor.

¹⁶ Conforme aponta Hein (2014), a abordagem Harrod-Domar é criticada por não levar em consideração os determinantes das decisões de investimento e por não incluir questões distributivas. Assim, o modelo Harrod-Domar pode ser mais propriamente interpretado como o ponto de partida para melhor compreender as abordagens posteriores do que uma alternativa para o estudo da relação entre a distribuição e o crescimento.

significa dizer que não há um mecanismo de reajuste ativo da taxa garantida a choques no modelo. Em seguida, Harrod (1939) propõe o conceito de taxa efetiva de crescimento. Essa é determinada pelo comportamento do investimento e, portanto, pelas decisões das firmas e não necessariamente está associada à taxa de utilização natural, ou seja, apenas por acaso será observada uma equivalência entre as taxas garantida e efetiva. Além disso, os desvios da taxa efetiva em relação à taxa garantida são explosivos.¹⁷ Esses fatores, combinados com a exogeneidade da taxa garantida, implicam em um sistema dinâmico instável. Esse problema é chamado de instabilidade harrodiana, e é descrito pelo autor nas seguintes palavras:

A teoria dinâmica apresentada até então pode ser resumida em duas proposições. (i) Uma linha garantida única de crescimento é determinada juntamente pela propensão a poupar e pela quantidade de capital exigida por considerações tecnológicas [...]. Somente se os produtores se mantiverem sobre essa linha será observado que, em média, sua produção em cada período não foi excessiva e tampouco deficiente. (ii) Em cada lado dessa linha há um “campo” sobre o qual forças centrífugas operam, cujas magnitudes variam diretamente conforme a distância de qualquer ponto relativo à linha garantida. O desvio em relação à linha garantida incita um afastamento ainda maior. O equilíbrio móvel de avanço é, portanto, altamente instável. (HARROD, 1939, p. 23, tradução nossa)

Harrod (1939) também introduz a ideia de taxa natural de crescimento:

Juntamente com o conceito da taxa garantida de crescimento, pode-se introduzir outro, a ser chamado de taxa natural de crescimento. Essa equivale à taxa máxima de crescimento permitida pelo aumento populacional, pela acumulação de capital, pelo progresso tecnológico e pela relação de preferência trabalho/lazer, supondo-se que sempre há pleno emprego em algum sentido. [...] Não há tendência para que essas duas taxas coincidam. (HARROD, 1939, p. 30, tradução nossa)

Portanto, enquanto que as taxas garantida e efetiva estão associadas ao estoque de capital, a taxa natural corresponde ao estoque de trabalho, definida como a soma entre a taxa de crescimento da produtividade do trabalho e a taxa de crescimento do estoque de trabalho, ambos considerados exógenos. Harrod (1939) observa que a taxa natural também pode desviar da taxa

¹⁷ Isso porque uma taxa efetiva superior à taxa garantida incentivará maior investimento por parte das firmas e, portanto, será observado um aumento na taxa de utilização, fazendo com que a taxa efetiva seja ainda maior no período seguinte, e assim sucessivamente. O movimento oposto é observado quando a taxa efetiva é inferior à garantida, firmas reduzirão seus investimentos e a taxa efetiva cairá ainda mais.

garantida sem que um processo de ajustamento seja desencadeado. Supondo que a taxa garantida e a taxa efetiva, por um acaso, coincidam, e que elas sejam inferiores à taxa natural, então o sistema crescerá conforme a taxa garantida, e o desemprego crescente será observado.¹⁸ Alternativamente, se as taxas garantida e efetiva coincidem, mas acima da taxa natural, o crescimento efetivo não se sustentará e sofrerá, no longo prazo, uma pressão descendente que resultará na dissociação entre as taxas garantida e efetiva, causando, portanto, depressão crônica.

A instabilidade identificada na abordagem Harrod-Domar, atribuída à dissociação entre a taxa garantida e a taxa natural, é reconhecida como o problema dinâmico fundamental por Nicholas Kaldor (1980, p. xxii, tradução nossa): “O problema de reconciliação dos dois potenciais de crescimento – a taxa “garantida” de acumulação de capital e a taxa “natural” de crescimento da força de trabalho efetiva – apareceu como o problema “dinâmico” básico.” Entretanto, o modelo Harrod-Domar é criticado em torno da suposição de exogeneidade dos determinantes da taxa garantida de crescimento. Nesse ponto situa-se a principal fonte de divergência entre as abordagens posteriores. Em um contexto de longo prazo, pode-se argumentar que a propensão a poupar e a razão capital-produto visada pelas firmas respondem ao desequilíbrio com variações. Há, portanto, dois canais pelos quais a taxa garantida pode ser endogeneizada, supondo-se fixos os coeficientes técnicos de produção e, portanto, a razão capital-produto potencial. O primeiro canal está associado à endogeneização da taxa visada de utilização da capacidade produtiva.¹⁹ O segundo canal consiste na endogeneização da propensão a poupar, o componente multiplicador da taxa garantida.²⁰ O relaxamento das suposições de exogeneidade, portanto, poderia eliminar ou reduzir a instabilidade observada por Harrod (1939). Antes de aprofundar essa discussão, entretanto, apresenta-se uma breve revisão das abordagens neoclássicas acerca da distribuição e do crescimento no contexto do problema harrodiano.

¹⁸ É interessante observar que, no caso de instabilidade crescente, quando a taxa efetiva supera a taxa garantida, a taxa natural funcionará como um limite superior. Harrod (1948) também argumenta que o investimento autônomo corresponde ao limite inferior quando a instabilidade é decrescente. Esses fatores permitem o movimento cíclico da taxa efetiva de crescimento no contexto do modelo Harrod-Domar.

¹⁹ Como será visto adiante, a abordagem kaleckiana é caracterizada pela endogeneização da taxa de utilização.

²⁰ A determinação da propensão a poupar por meio da distribuição da renda é explorada pela abordagem de Kaldor-Robinson, discutida adiante.

1.3 As abordagens neoclássicas: o modelo de Solow e a teoria do crescimento endógeno

Os desenvolvimentos neoclássicos²¹ se fundamentam na revolução marginalista e podem ser interpretados como um rompimento em relação à abordagem clássica descrita anteriormente. Em particular desconsiderou-se o aspecto político situado na divisão socioeconômica entre classes.

Nesse contexto, a distribuição da renda individual é inerente à teoria de preços em uma estrutura de equilíbrio geral baseada em princípios microeconômicos. Esses consistem no comportamento maximizador de indivíduos em mercados competitivos com funções de produção determinadas tecnologicamente e funções de utilidade determinadas pelas preferências individuais. Aqui, agentes econômicos proprietários dos fatores de produção participam de mercados competitivos. A remuneração devida é determinada pela relação entre a produtividade marginal e a escassez relativa dos insumos. Portanto, a distribuição individual é explicada por meio das relações de oferta e demanda nos mercados de fatores. Pode-se encontrar a distribuição funcional da renda mediante agregação dos resultados individuais.

O ponto de partida da teoria do crescimento econômico no pensamento neoclássico, por sua vez, é atribuído a Robert Solow²² que investigou o problema do desvio entre a taxa garantida e a taxa natural introduzido por Harrod (1939).²³ Solow interpreta o problema harrodiano nos seguintes termos:

A conclusão característica e poderosa da linha de pensamento de Harrod-Domar é de que, mesmo no longo prazo, o sistema econômico é, na melhor das hipóteses, balanceado sobre o equilíbrio de fio-da-navalha do crescimento. [...] Mas essa oposição fundamental entre as taxas garantida e natural surge, no final das contas, a partir do pressuposto crucial de que a produção ocorre sob condições de *proporções fixas*. Não há possibilidade de substituir trabalho por capital na produção. Se esse pressuposto é abandonado, a noção de equilíbrio instável sobre o fio-da-navalha parece desaparecer também. (SOLOW, 1956, p. 65, tradução nossa, ênfase no original)

Logo, Solow (1956) atribui a causa da instabilidade ao pressuposto de que os coeficientes técnicos de produção apresentam proporções fixas e utiliza um arcabouço neoclássico introduzindo uma função de produção com elevada substitubilidade entre os fatores. Assim,

²¹ Para uma apresentação formal da abordagem neoclássica ao estudo da distribuição e do crescimento, veja-se, por exemplo, o capítulo 2 de Marglin (1984).

²² Na realidade, o modelo de crescimento neoclássico, ou modelo Solow-Swan, é atribuído tanto a Solow (1956) quanto a Swan (1956).

²³ A análise de Solow (1956), portanto, desconsidera a relação entre a taxa garantida e a taxa efetiva investigada por Harrod (1939).

Solow (1956) propõe um modelo de crescimento cujo resultado é necessariamente um processo de ajustamento à trajetória de crescimento equilibrada com plena utilização da capacidade produtiva e pleno emprego.

Partindo dos trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988), a abordagem neoclássica dedicou esforços para melhor explicar o papel da tecnologia na teoria do crescimento econômico, pois, desde Solow (1956), os modelos de crescimento neoclássicos haviam atribuído ao progresso tecnológico um papel exógeno. Essa abordagem, chamada de teoria do crescimento endógeno, endogeneiza o progresso tecnológico por meio de sua microfundamentação, utilizando o crescimento do estoque de capital e o investimento no capital humano e na pesquisa e desenvolvimento de ideias para explicar a variação tecnológica. Hein (2014), entretanto, destaca que a teoria do crescimento endógeno mantém a estrutura fundamental do modelo de Solow (1956).

Portanto, sob a estrutura neoclássica a distribuição funcional da renda e o crescimento econômico são explicados em modelos separados. A distribuição resulta das relações entre oferta e demanda nos mercados de fatores. O crescimento, por sua vez, é determinado por meio da análise do equilíbrio dinâmico com uma função de produção com elevada substituição entre os fatores. Nesse sentido, nenhuma relação direta entre a distribuição funcional da renda e o crescimento econômico pode ser inferida.²⁴ Essa conclusão é compartilhada por Solow:

Muito pouco foi dito nesse levantamento a respeito da distribuição de renda (em outras palavras, sobre a determinação dos preços dos fatores). Isso porque não há conexão especial entre o modelo neoclássico de crescimento e a determinação dos preços dos fatores. A prática de costume é o apelo à mesma visão da precificação dos fatores que caracteriza a teoria neoclássica do equilíbrio estático. Se a hipótese vigente de que todos os mercados se equilibram é relaxada, uma teoria alternativa acerca dos preços dos fatores seria certamente necessária. (SOLOW, 2000, p. 378, tradução nossa)

²⁴ Duas áreas de críticas fundamentais direcionadas para a abordagem neoclássica são mencionadas por Hein (2014). A primeira crítica se refere à relevância dos modelos neoclássicos ao se lidar com o problema de uma economia monetária de produção em que não se assume a validade da lei de Say no contexto do longo prazo. Sob esses pressupostos, deve-se permitir a possibilidade de desemprego involuntário e subutilização da capacidade produtiva. A segunda área de crítica, conhecida como a controvérsia do capital, questiona a consistência dos conceitos neoclássicos de capital agregado e de função de produção agregada quando não se lida com uma economia de troca com apenas um bem. Dentre as diversas conclusões da controvérsia do capital, a principal é de que não há como se desenvolver um método rigoroso para agregação dos bens de capital, o que impossibilita a estimação adequada de uma função de produção neoclássica. Para uma discussão mais aprofundada, ver Harcourt (1972).

1.4 As abordagens pós-keynesianas: os modelos Kaldor-Robinson e Kalecki-Steindl

A escola econômica pós-keynesiana²⁵ manteve a discussão sobre o tópico de distribuição e crescimento nas linhas políticas da abordagem clássica, ou seja, incluiu-se o elemento de distinção entre classes sociais na estrutura macroeconômica. Pode-se dizer que o objetivo comum entre as abordagens à distribuição e ao crescimento pós-keynesianas é a tentativa de estender o princípio da demanda efetiva de Keynes para um contexto dinâmico.²⁶ Nesse âmbito, Nicolas Kaldor comenta o seguinte:

O princípio do multiplicador [...] poderia ser alternativamente aplicado à determinação da relação entre os preços e os salários, se os níveis de produto e de emprego são tomados como dados, ou à determinação do nível de emprego, se a distribuição (*i.e.*, a relação entre preços e salários) é tomada como dada. A razão pela qual essa análise por multiplicador não foi desenvolvida como uma teoria da distribuição é precisamente porque ela foi inventada com o propósito de ser uma teoria do emprego – para explicar porque o sistema econômico pode permanecer em equilíbrio em um estado de subemprego (ou de uma subutilização generalizada dos recursos), caso em que as propriedades clássicas da economia de escassez são inaplicáveis. (KALDOR, 1955-1956, p. 94, tradução nossa)

O ponto fundamental por trás do princípio da demanda efetiva é a ideia de que o investimento determina a poupança e funciona como a força motriz do sistema econômico. Sob essa perspectiva orientada pela demanda (*demand-led*), o princípio introduzido ao contexto estático implica que os níveis de produto, ou da renda, e de emprego se ajustam à demanda agregada. Como o investimento é independente, apenas por um acaso a interseção entre a demanda e a oferta ocorrerá sobre o ponto de pleno emprego e plena utilização. No curto prazo, portanto, o investimento é visto como um canal gerador de demanda. Já no contexto *demand-led* dinâmico deve-se considerar também os efeitos de geração da capacidade produtiva por parte do investimento. A descrição dos mecanismos de funcionamento dinâmico que fundamentam o sistema, entretanto, varia conforme a abordagem pós-keynesiana em questão. Seguindo Hein (2014), classifica-se as abordagens pós-keynesianas ao crescimento e à distribuição entre o modelo Kaldor-Robinson, que combina características da abordagem de

²⁵ O termo pós-keynesiano é aqui utilizado para descrever as abordagens baseadas nos trabalhos de Nicholas Kaldor, Joan Robinson e Michal Kalecki. Para uma ampla discussão sobre as abordagens pós-keynesianas, ver de Carvalho (1992) e também Holt e Pressman (2001).

²⁶ Nesse sentido, os trabalhos de Harrod (1939) e Domar (1946) também podem ser considerados pós-keynesianos. Manteve-se a distinção porque o modelo Harrod-Domar não lida com as questões distributivas de interesse.

Nicholas Kaldor e Joan Robinson, e o modelo Kalecki-Steindl, fundamentado nos trabalhos de Michal Kalecki e Josef Steindl.²⁷ No modelo Kaldor-Robinson, o problema de instabilidade de Harrod (1939) é abordado em uma estrutura com pleno emprego e plena utilização da capacidade produtiva mediante a introdução de um mecanismo de ajustamento que opera por meio da distribuição da renda. Além disso, introduz-se a investigação dos determinantes do investimento, sendo esse papel atribuído à taxa de lucros. Entretanto, como descrito por Hein (2014), a abordagem Kaldor-Robinson costuma ser criticada por supor perfeita flexibilidade de preços no mercado de bens e por fixar a utilização da capacidade produtiva e o emprego em seus níveis plenos no longo prazo. Essas duas críticas são abordadas pelo modelo Kalecki-Steindl, que não supõe pleno emprego e plena utilização, mesmo no longo prazo, e modela o processo de precificação em uma estrutura de concorrência imperfeita, onde os preços são determinados não pela demanda, mas sim pelo poder de formação de preço das firmas. Na presente seção, discute-se alguns aspectos relevantes de ambas essas abordagens.

Nicholas Kaldor (KALDOR, 1955-1956; 1957) reanalisou o problema de instabilidade harrodiana por meio de um modelo de crescimento com pleno emprego²⁸ e plena utilização da capacidade produtiva. Sob essa hipótese, a taxa de crescimento efetiva e a taxa de crescimento natural sempre se encontram na plenitude. Resta ainda verificar o comportamento da taxa de crescimento garantida associada ao estado de equilíbrio do sistema. A ideia de que o investimento determina a poupança é utilizada no modelo kaldoriano como o estímulo ao mecanismo que carrega o sistema ao equilíbrio, sendo a distribuição funcional da renda o canal para o processo de reajuste da taxa garantida. Para Kaldor (1955-1956; 1957), desvios da taxa efetiva em relação à taxa garantida e, portanto, variações no investimento causam reajustes de preços no mercado de bens. O mercado de trabalho, entretanto, responde mais lentamente, verificando-se um descompasso entre o ajuste dos preços e da taxa salarial nominal.²⁹ O resultado é uma redistribuição da renda entre salários e lucros. Se há uma diferença entre a propensão a poupar a partir dos lucros e a propensão a poupar a partir dos salários, então a redistribuição da renda afetará a propensão a poupar média. Como visto anteriormente, na discussão sobre o modelo Harrod-Domar, a taxa garantida é determinada pela propensão a poupar média e pela razão capital-produto visada. No modelo de Kaldor (1955-1956; 1957)

²⁷ Para uma introdução matemática dos modelos Kaldor-Robinson e Kalecki-Steindl, ver os capítulos 4 e 5 de Hein (2014), respectivamente.

²⁸ A hipótese keynesiana de desemprego persistente é, portanto, abandonada por Kaldor (1955-1956; 1957).

²⁹ Semelhantemente, Robinson (1962) levantou a hipótese de que um aumento no investimento, ao elevar a demanda no mercado de bens, inflaciona os preços em relação aos salários nominais. Isso reduziria os salários reais e, portanto, redistribuiria a renda em favor dos lucros.

supõem-se constantes a taxa natural de utilização e a razão capital-produto potencial. A propensão a poupar, logo, se apresenta como canal para o ajustamento da taxa garantida à taxa efetiva. Portanto, no modelo kaldoriano, as variações no investimento causam choques de redistribuição da renda que, por sua vez, afetam a propensão a poupar média da economia. Esse processo é responsável pelo ajustamento da taxa garantida à taxa efetiva de crescimento, mantendo o sistema em equilíbrio. Joan Robinson (ROBINSON, 1956; 1962), por sua vez, utiliza uma abordagem semelhante, tratando a instabilidade harrodiana também por meio do ajustamento da distribuição da renda, e, além disso, investiga o papel da taxa de lucros como determinante das decisões de investimento.

Para a abordagem de Michal Kalecki (KALECKI, 1939; 1943; 1954), em contraste com a estrutura kaldoriana-robinsoniana descrita no parágrafo anterior, economias capitalistas caracterizadas pela produção industrial operam, via de regra, com excesso de capacidade produtiva e há também desemprego involuntário, mesmo no longo prazo. Nesse contexto, o estoque de mão-de-obra não é uma restrição ativa para o crescimento, e não se pode determinar uma trajetória equilibrada com pleno emprego e plena utilização. Além disso, Kalecki (1939; 1943; 1954) não supõe preços flexíveis no mercado de bens como é realizado no modelo Kaldor-Robinson. Ao invés disso, ele introduz uma estrutura com concorrência imperfeita em que os preços são formados por firmas conforme os custos da produção industrial.³⁰ Com essa configuração, a abordagem kaleckiana se livra de considerações a respeito da taxa natural de crescimento, já que o estoque de trabalho deixa de ser uma restrição ativa. Ademais, a distribuição funcional da renda não é determinada por variações no investimento, como no modelo Kaldor-Robinson, mas sim pelo processo de precificação e, portanto, os determinantes distributivos fundamentais partem do poder de formação de preço das firmas bem como dos custos de produção, ambos considerados exógenos. Mantendo a hipótese de que a propensão a poupar a partir dos lucros supera a propensão a poupar a partir dos salários, os choques redistributivos exógenos afetarão o investimento. Assim como na abordagem Kaldor-Robinson, Kalecki (1939; 1943; 1954) supõe a determinação da poupança pelo investimento, mas esse mecanismo afeta a taxa de utilização da capacidade produtiva que aqui se apresenta como a variável de ajuste. Josef Steindl (STEINDL, 1976) utilizou o modelo dinâmico proporcionado por Kalecki (1939; 1943; 1954) e aprofundou a investigação na estrutura de concorrência, sobretudo no que diz respeito à distinção entre o processo de precificação competitivo e

³⁰ Kalecki (1939; 1943; 1954) argumenta que firmas formadoras de preço, ou *price setters*, aplicam uma margem, ou *mark-up*, sobre seus custos unitários com trabalho e com matérias-primas. O poder do *price setting* e, portanto, o *mark-up*, dependem fundamentalmente do grau de monopólio no setor industrial da economia.

oligopolista, e as tendências de estagnação resultantes da transição do capitalismo competitivo ao capitalismo oligopolista por meio da concentração de mercado.

Portanto, identifica-se dois tipos de abordagem ao estudo da relação entre o crescimento e a distribuição no paradigma pós-keynesiano. A abordagem Kaldor-Robinson modela uma economia com pleno emprego, plena utilização do capital e perfeita flexibilidade no mercado de bens, onde se identifica um mecanismo de reajuste do crescimento à trajetória de equilíbrio de pleno emprego e plena utilização por meio da distribuição funcional da renda. O modelo Kalecki-Steindl, por outro lado, supõe um sistema econômico com subemprego, subutilização da capacidade produtiva e formação de preços em mercados com concorrência imperfeita. Nesse caso, o ajustamento do crescimento se dá mediante a utilização da capacidade produtiva, mas o equilíbrio atingido não necessariamente alcança os níveis de pleno emprego e plena utilização. Como a abordagem kaleckiana-steindliana fornece uma estrutura com menos suposições restritivas no que diz respeito à modelagem de uma economia monetária de produção, a partir dela foram desenvolvidos os chamados modelos kaleckianos, a saber, o modelo Rowthorn-Dutt e Bhaduri-Marglin. Hein (2014) descreve como, na perspectiva pós-keynesiana, tais modelos se tornaram referenciais (*workhorse models*) para maiores desenvolvimentos no estudo sobre o crescimento e a distribuição. Esses modelos serão abordados na seção que se segue.

1.5 Os modelos kaleckianos Rowthorn-Dutt e Bhaduri-Marglin

O modelo Rowthorn-Dutt, a primeira versão do modelo kaleckiano, foi desenvolvido por Robert Rowthorn (ROWTHORN, 1982) e Amitava Dutt (DUTT, 1984; 1987) e sua principal característica consiste no resultado de que uma redução na parcela do produto atribuída aos lucros (*profit share*) estimulará a taxa de utilização da capacidade produtiva, a taxa de lucros e a taxa de acumulação de capital, devido ao efeito atenuante sobre o consumo associado à queda proporcional na parcela salarial (*wage share*). Inevitavelmente, o modelo Rowthorn-Dutt sugere que a atividade econômica é “puxada pelos salários”, ou, em outras palavras, apresenta regime *wage-led*.³¹ O modelo Bhaduri-Marglin, uma variante kaleckiana posterior desenvolvida por Amit Bhaduri e Stephen Marglin (BHADURI e MARGLIN, 1990), por sua vez prevê também um efeito positivo do aumento no *profit share* sobre o investimento. Essa modificação é atribuída à simples alteração em introduzir o *profit share* como variável

³¹ Esse resultado, entretanto, depende da hipótese de que trabalhadores não poupam. Se esse pressuposto é relaxado, o modelo Rowthorn-Dutt passa a permitir resultados *profit-led*,

dependente na equação que modela o comportamento do investimento. Consequentemente, o modelo passa a permitir que o regime econômico se configure como *profit-led*, conforme os parâmetros observados.³² Esses modelos serão brevemente discutidos abaixo.

Em geral, as abordagens kaleckianas em questão são equivalentes em todos exceto um ponto. Ambas utilizam identidades macroeconômicas, uma simples regra de precificação por margem e uma equação *ad hoc* para a modelagem do comportamento do investimento e empregam análise de equilíbrio dinâmico para observar os movimentos do sistema em resposta a choques no *profit share*. Dentre as variáveis dinâmicas observadas, costuma-se dar destaque para a taxa de utilização da capacidade produtiva, por representar a variável de ajustamento do sistema bem como o nível de atividade econômica, a taxa de lucros, usada para capturar os efeitos distributivos sobre a lucratividade e a taxa de acumulação de capital, interpretada como o crescimento do potencial de produção, *i.e.* como o produto de longo prazo.

A distinção entre o modelo Rowthorn-Dutt e o modelo Bhaduri-Marglin se encontra nos determinantes utilizados para modelar o investimento. O primeiro inclui apenas a utilização da capacidade produtiva, suposto como o indicador de demanda percebido pelos investidores. Já o modelo Bhaduri-Marglin inclui, além da utilização, também o *profit share* como determinante do investimento. Aqui, supõe-se que o *profit share* é captado pelos investidores como o indicador de lucratividade. Dessa forma, o modelo Bhaduri-Marglin introduz um efeito distributivo direto sobre o investimento, o que permite a possibilidade de um regime econômico *profit-led*.

Os modelos kaleckianos, portanto, buscam levar em consideração as características de concorrência imperfeita e de subutilização dos recursos produtivos interpretadas como elementos fundamentais de uma economia monetária de produção no contexto da abordagem kaleckiana-steindliana. Em particular, a versão Bhaduri-Marglin se destaca por permitir uma maior flexibilidade em seus resultados, já que o regime *profit-led* também é explicado. Encontra-se, portanto, nesse paradigma, uma estrutura de análise a ser considerada.

Considerações finais

Há diversas formas de se abordar a relação entre a distribuição funcional da renda e o crescimento econômico, como deixa claro a exposição realizada nesse capítulo. Na perspectiva da economia clássica, a distribuição é determinada por fatores institucionais e identifica-se na

³² Bhaduri e Marglin (1990) descrevem o regime *wage-led* como estagnacionista (*stagnationist*) e o regime *profit-led* como exaltacionista (*exhilarationist*).

tendência de estrangulamento dos lucros o problema fundamental do processo de crescimento. Para a abordagem neoclássica, por sua vez, o crescimento é descrito a partir da introdução da função de produção com fatores substituíveis em uma estrutura de equilíbrio dinâmico, e o equilíbrio de pleno emprego é o único resultado possível. A distribuição, por sua vez, é determinada pelas relações entre oferta e demanda nos mercados de fatores e não possui relação direta com o crescimento. As abordagens pós-keynesianas identificam equilíbrio no processo de crescimento, mas divergem em sua interpretação do mecanismo de ajustamento. O modelo Kaldor-Robinson analisa o processo de crescimento em uma estrutura de pleno emprego, plena utilização da capacidade produtiva e flexibilidade de preços no mercado de bens e utiliza a distribuição funcional da renda como variável de ajuste. O modelo Kalecki-Steindl supõe desemprego involuntário, excesso de capacidade produtiva e precificação sob condições de concorrência imperfeita, além de introduzir a taxa de utilização da capacidade produtiva como variável-chave no mecanismo de ajustamento. Por fim, a partir da linha de pensamento kaleckiana-steindliana surgiram modelos referenciais para o estudo da relação entre o crescimento e a distribuição, sendo esses o modelo Rowthorn-Dutt e o modelo Bhaduri-Marglin. Eles se distinguem ao explicar os fatores que determinam o comportamento do investimento. O modelo Rowthorn-Dutt conclui que o crescimento é exclusivamente *wage-led* enquanto que o modelo Bhaduri-Marglin permite a possibilidade de resultados *profit-led*.

O modelo Bhaduri-Marglin, principalmente devido a sua flexibilidade, a sua popularidade na aplicação empírica³³ e por modelar as características de uma economia monetária de produção, se mostra digno de considerações adicionais. Portanto, no capítulo que se segue, apresenta-se uma exposição matemática formal de sua estrutura básica, a fim de melhor compreender o seu mecanismo de funcionamento.

³³ Para uma discussão sobre a literatura empírica com o modelo Bhaduri-Marglin, ver a seção 3.1 do Capítulo 3

2 Fundamentos Teóricos: O Modelo Bhaduri-Marglin

Introdução

No capítulo anterior, discutiu-se acerca das diferentes abordagens à teoria do crescimento e da distribuição e chegou-se à conclusão de que o modelo de distribuição e crescimento Bhaduri-Marglin, no contexto de uma economia monetária de produção e devido à sua flexibilidade, fornece um arcabouço a ser considerado para o estudo desse tópico. O presente capítulo descreve um desenvolvimento formal simplificado desse modelo, visando expor as ideias básicas por trás de sua estrutura lógica.³⁴ O argumento fundamental é de que variações na distribuição da renda em favor dos lucros apresentam efeitos adversos sobre o consumo, mas efeitos positivos sobre o investimento e potencialmente positivos ou negativos sobre as exportações líquidas.

O modelo aqui apresentado supõe uma economia capitalista industrial comercialmente aberta, sem atividade dos setores público e financeiro, onde se produz um bem final homogêneo (Y) mediante combinação de trabalho direto (L),³⁵ capital não depreciativo (K) e matéria prima importada (M).³⁶ O progresso tecnológico é considerado ausente.³⁷ Os insumos domésticos, trabalho e capital, são remunerados com salários (W) e lucros (Π), respectivamente. O produto doméstico final é usado para propósitos de consumo (C) e investimento (I) e a renda doméstica é utilizada em consumo ou poupança (S).

Ao dizer que a economia é “industrial”, supõe-se que seus setores apresentam uma estrutura baseada na competição monopolística, *i.e.*, firmas são formadoras de preço (*price setters*). Isso significa que os preços formados serão maiores do que os custos marginais e, conseqüentemente, a quantidade de produto ofertada é menor do que seria caso a estrutura de mercado fosse a concorrência perfeita, com firmas tomadoras de preço (*price takers*). O nível

³⁴ Os desenvolvimentos aqui apresentados foram construídos e aprofundados a partir da apresentação no capítulo 7 de Hein (2014). O Apêndice A fornece uma derivação e análise do modelo Bhaduri-Marglin com maior escrutínio.

³⁵ O mercado de trabalho não costuma ser modelado explicitamente. Ao caracterizar a economia como industrial, supõe-se um nível tecnológico em que a substitubilidade de capital por trabalho é limitada. A demanda por trabalho é $L^D = aY$ e a demanda potencial associada à plena utilização da capacidade é $L^P = aY^P$. O coeficiente técnico a é suposto constante e o produto é determinado pelo equilíbrio no mercado de bens, com a oferta se ajustando à demanda. Adicionalmente, supõe-se que a economia não sofre de uma escassez no mercado de trabalho, de modo que a oferta de trabalho não restringe ativamente a demanda, ou seja, $L^D \leq L^S$. Uma hipótese mais extrema seria a de desemprego crônico, ou seja $L^D < L^S$, associada à hipótese marxiana de exército industrial de reserva.

³⁶ Essas premissas visam evitar maiores dificuldades de modelagem associadas à inclusão de custos com trabalho operacional (*overhead*) e da depreciação do estoque de capital.

³⁷ Essa hipótese implica que os coeficientes técnicos de produção a , μ e v permanecem constantes ao longo do tempo.

de preços (p)³⁸ é, portanto, determinado pela aplicação de uma margem (m), ou *mark-up*, sobre os custos variáveis unitários, que, além dos custos unitários com trabalho, incluem também os custos unitários com matéria-prima. A principal conclusão dessa premissa é de que os setores industriais e, logo, a economia como um todo, operam com excesso de capacidade produtiva. No contexto dos modelos kaleckianos, essa lógica é tomada como válida não apenas no curto, mas também no médio para longo prazo.³⁹

Uma consequência dessa premissa é que a economia modelada passa a apresentar uma taxa de utilização da capacidade produtiva (u) que opera consistentemente abaixo da plenitude. Por utilização plena, sugere-se o caso específico em que o produto agregado equivale ao seu nível potencial (Y^p), que por sua vez é determinado pelo estoque de capital.⁴⁰ Um corolário desse resultado é o desprendimento da utilização da capacidade em relação à unidade. A taxa de utilização se torna livre para variar, permitindo o ajustamento do produto agregado à demanda agregada e da poupança ao investimento. Essa é uma importante característica dos modelos kaleckianos. Além disso, o processo de precificação adotado implica que a distribuição funcional da renda, representada pela parcela dos lucros no produto (h), ou *profit share*, será determinada pelo *mark-up* de precificação e pela relação entre os custos variáveis da produção.

Uma segunda característica dos modelos kaleckianos é a hipótese de que os indivíduos que compõem o sistema econômico podem ser classificados em duas categorias: trabalhadores e capitalistas. A classificação é feita conforme a principal fonte de renda do indivíduo, salários e lucros, respectivamente. Além disso, supõe-se que há um diferencial entre as propensões médias a poupar a partir de salários e lucros,⁴¹ sendo que a propensão a poupar a partir dos lucros (s_{Π}) é tomada como sendo superior à propensão a poupar a partir dos salários (s_W).⁴²

³⁸ O nível agregado de preços é implicitamente determinado como a média ponderada ao longo dos níveis de preços setoriais, que por sua vez são as médias ponderadas dos preços formados pelas firmas.

³⁹ A exceção é o caso particular em que a economia atinge o pico de seu ciclo comercial. Nesse caso espera-se que a economia se aproxime da plena utilização da capacidade produtiva e do pleno emprego.

⁴⁰ Consequentemente, o valor da taxa de emprego também estará abaixo do nível pleno. Ver a nota de rodapé 35.

⁴¹ Deve-se distinguir entre as propensões a poupar a partir da fonte remunerativa e as propensões a poupar conforme a classe social individual. Aqui utiliza-se o primeiro tipo, simplificando assim a análise.

⁴² Para justificar essa hipótese, poder-se-ia argumentar, como feito por Hein (2014), que a parcela dos lucros retida pelas firmas é, por definição, poupada, elevando a propensão média a poupar a partir dos lucros em relação à propensão média a poupar a partir dos salários. Além disso, ainda que os trabalhadores adquiram ativos por meio da poupança prévia, suas rendas possuem nos salários sua principal fonte, enquanto que a maior parte dos lucros distribuídos são direcionados aos capitalistas, o que sugere que estes últimos recebem maiores rendas por família. A hipótese da renda de Keynes (1973), que sugere um diferencial entre as taxas de crescimento da renda e do consumo, bem como a ideia de que a propensão marginal a poupar está positivamente relacionada com o nível de renda, fortalecem o argumento de que a propensão a poupar a partir dos lucros é superior à propensão a poupar a partir dos salários.

A equação de investimento modela o comportamento da taxa de acumulação (g). A equação *ad hoc* associada ao modelo Bhaduri-Marglin é positivamente associada à demanda e à lucratividade. Utiliza-se a utilização da capacidade produtiva doméstica como indicador da demanda e o *profit share* como indicador da lucratividade.

Por fim, a inclusão do comércio internacional⁴³ exige também a análise das exportações líquidas (NX), o componente comercial na demanda. A equação *ad hoc* da taxa de exportações líquidas (b) incluída é suposta como sendo positivamente determinada pela competitividade internacional e pela demanda por exportações e negativamente pela demanda por importações. Utiliza-se a taxa real de câmbio (e^r) como indicador da competitividade internacional, a utilização da capacidade produtiva do principal parceiro comercial (u_f) como indicador da demanda por exportações e a utilização doméstica como indicador da demanda por importações.

O presente capítulo está dividido como se segue. Primeiramente, na seção 2.1, apresenta-se o sistema fundamental de equações e as taxas de equilíbrio das variáveis endógenas (a taxa de utilização da capacidade produtiva, a taxa de acumulação e a taxa de exportações líquidas).⁴⁴ Em seguida, na seção 2.2 analisa-se os efeitos decorrentes de uma variação marginal do *profit share* sobre as taxas de equilíbrio. O objetivo da apresentação é verificar como a distribuição funcional da renda afeta as taxas macroeconômicas de interesse no contexto do modelo Bhaduri-Marglin. Para manter uma fluidez na apresentação, os desenvolvimentos aqui apresentados consistem apenas nos resultados considerados principais ao estudo. Uma apresentação mais minuciosa é realizada no Apêndice A. Por fim, reconhece-se o interesse em introduzir outros elementos econômicos em pesquisas posteriores. Portanto, na seção 2.3, realiza-se uma discussão de possíveis extensões ao modelo Bhaduri-Marglin presentes na literatura. Essa exposição visa ser uma breve introdução a possíveis alternativas para pesquisas futuras.

2.1 Estrutura simplificada do sistema e taxas de equilíbrio

O sistema aqui apresentado é uma versão simples do modelo Bhaduri-Marglin. Ele é composto por seis equações fundamentais: o *profit share* (h), a taxa de poupança (σ), a taxa de acumulação (g), a taxa de exportações líquidas (b), a condição de equilíbrio no mercado de

⁴³ A análise do relacionamento entre a distribuição da renda doméstica e a concorrência internacional é atribuída a Blecker (1989).

⁴⁴ O Apêndice A inclui também uma discussão sobre os efeitos de variações nas propensões a poupar e sobre os efeitos redistributivos relacionados à taxa de lucros e à competitividade internacional da economia.

bens e a condição de estabilidade de equilíbrio do sistema. Cada uma delas será brevemente discutida nessa seção.

Define-se o *profit share* como a proporção dos lucros na renda. Ele também pode expresso em termos de seus determinantes fundamentais, o *mark-up* de precificação que as empresas aplicam sobre seus custos variáveis para formar preços, e a razão entre os custos com matérias-primas e trabalho (z):

$$h \equiv \frac{\Pi}{\Pi + W} = \frac{m(1+z)}{1+m(1+z)} = \frac{1}{\frac{1}{m(1+z)} + 1}. \quad (2.1)$$

A taxa de poupança é definida como a proporção entre a poupança agregada e o estoque nominal de capital. Ela também pode ser reescrita em termos das propensões a poupar, do *profit share* e da taxa de utilização da capacidade produtiva:

$$\sigma \equiv \frac{S}{pK} = (s_W + (s_\Pi - s_W)h)u \frac{1}{v}. \quad (2.2)$$

A taxa de acumulação é definida como a proporção entre o investimento real e o estoque real de capital:

$$g \equiv \frac{I}{K} = g(u, h) = \alpha + \beta u + \tau h, \quad \beta, \tau > 0, \quad (2.3)$$

onde α é o fator “espíritos animais” (*animal spirits*)⁴⁵ e β e τ são parâmetros que medem o efeito da taxa de utilização da capacidade e do *profit share*, respectivamente, sobre a taxa de acumulação.

A taxa de exportações líquidas, por sua vez, é definida como o valor das exportações líquidas normalizado pelo estoque nominal de capital:

$$b \equiv \frac{NX}{pK} = \psi e^r(h) - \phi u + \zeta u_f, \quad \psi, \phi, \zeta > 0, \quad (2.4)$$

onde ψ , ϕ , e ζ são os parâmetros que medem os efeitos da taxa real de câmbio, da utilização da capacidade doméstica e da utilização da capacidade estrangeira, respectivamente, sobre a taxa de exportações líquidas.

A condição de equilíbrio no mercado de bens exige que a taxa de poupança seja igual à soma entre as taxas de acumulação e de exportações líquidas:

$$\sigma(u) = g(u) + b(u). \quad (2.5)$$

⁴⁵ *Animal spirits* é um termo utilizado por Keynes (1973) para descrever os fatores inerentes ao ser humano que influenciam seu comportamento.

A última equação fundamental, a condição de estabilidade do sistema, exige que a poupança responda a uma variação na utilização da capacidade mais fortemente do que o investimento e as exportações líquidas em conjunto:

$$\frac{\partial \sigma}{\partial u} - \frac{\partial g}{\partial u} - \frac{\partial b}{\partial u} > 0 \Rightarrow \mathcal{E} \equiv (s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi > 0. \quad (2.6)$$

As equações fundamentais são listadas na Tabela 2-1.

Tabela 2-1 – Sistema de equações fundamentais do modelo Bhaduri-Marglin simplificado

Nome	Forma	Eq.
Parcela dos lucros	$h = \frac{1}{\frac{1}{m(1+z)} + 1}$	(2.1)
Taxa de poupança	$\sigma = (s_W + (s_\Pi - s_W)h)u \frac{1}{v}$	(2.2)
Taxa de acumulação	$g = \alpha + \beta u + \tau h$	(2.3)
Taxa de exportações líquidas	$b = \psi e^r(h) - \phi u + \zeta u_f$	(2.4)
Condição de equilíbrio	$\sigma = g + b$	(2.5)
Condição de estabilidade	$\mathcal{E} = (s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi > 0$	(2.6)

Por fim, o sistema pode ser reduzido a três variáveis endógenas, a taxa de equilíbrio da utilização da capacidade produtiva (u^*), a taxa de equilíbrio da acumulação de capital (g^*) e a taxa de equilíbrio de exportações líquidas (b^*), a saber:

$$u^* = \frac{\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi}, \quad \alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f > 0, \quad (2.7)$$

$$\begin{aligned} g^* &= \alpha + \beta \left(\frac{\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi} \right) + \tau h \\ &= \frac{(\alpha + \tau h) \left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} + \phi \right) + \beta (\psi e^r(h) + \zeta u_f)}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi}, \end{aligned} \quad (2.8)$$

$$b^* = \psi e^r(h) - \phi \left(\frac{\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi} \right) + \zeta u_f \quad (2.9)$$

$$= \frac{(\psi e^r(h) + \zeta u_f) \left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta \right) - \phi(\alpha + \tau h)}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi}.$$

2.2 Análise de equilíbrio dinâmico

O objetivo do presente estudo é analisar os efeitos distributivos sobre a demanda e sobre o crescimento. Portanto, utiliza-se o modelo Bhaduri-Marglin para descrever os efeitos de um aumento no *profit share* sobre as taxas de equilíbrio de utilização, de acumulação e de exportações líquidas descritas nas equações (2.7)-(2.9). Isso é realizado por meio de análise marginal a partir de um ponto de equilíbrio no sistema. Parte-se da análise dos efeitos distributivos marginais sobre a utilização da capacidade produtiva:

$$\frac{du^*}{dh} = \frac{1}{\varepsilon} \left[\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right] \leq 0, \quad (2.10)$$

onde $\frac{\partial g}{\partial h} = \tau > 0$, $\frac{\partial \sigma}{\partial h} = (s_\Pi - s_W)u \frac{1}{v} > 0$ e $\frac{\partial b}{\partial h} = \psi \frac{de^r(h)}{dh} \leq 0$. Observa-se que o efeito comercial, $\frac{\partial b^*}{\partial h}$, apresenta sinal ambíguo, que dependerá da fonte fundamental do choque distributivo.⁴⁶ A demanda doméstica será *wage-led* se o efeito distributivo sobre a poupança (ou, dito de outra maneira, sobre o consumo), $\frac{\partial \sigma^*}{\partial h}$, superar o efeito distributivo sobre o investimento, $\frac{\partial g^*}{\partial h}$, ou seja, se $\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right) < 0$. Caso contrário a demanda doméstica será *profit-led*. O mesmo é verdadeiro para a demanda total, mas deve-se levar em consideração os efeitos comerciais da distribuição. Logo a demanda total será *wage-led* quando a soma $\left[\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right]$ em questão for positiva e *profit-led* se possuir sinal negativo. Como não se pode dizer, *a priori*, quais efeitos serão dominantes, a demanda pode ser tanto *wage-led* quanto *profit-led*, conforme determinado pelos parâmetros do modelo e pelo diferencial entre as propensões a poupar a partir dos salários e dos lucros.

A taxa de acumulação e a taxa de exportações líquidas sofrem os seguintes efeitos como resposta a uma redistribuição em favor do *profit share*:

$$\frac{dg^*}{dh} = \frac{\partial g^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh} + \frac{\partial g^*}{\partial h} \leq 0, \quad (2.11)$$

$$\frac{db^*}{dh} = \frac{\partial b^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh} + \frac{\partial b^*}{\partial h} \leq 0, \quad (2.12)$$

⁴⁶ Ver a seção A.5 do Apêndice A para uma discussão sobre os efeitos comerciais da redistribuição em favor do *profit share*.

onde $\frac{\partial g}{\partial u} = \beta > 0$, $\frac{\partial b}{\partial u} = -\phi < 0$. Observa-se que ambos dependem do efeito distributivo sobre a utilização da capacidade, $\frac{du^*}{dh}$, que funciona como mecanismo de ajustamento.

Se a demanda for *wage-led*, ou seja, se $\frac{du^*}{dh} < 0$, então a taxa de acumulação sofrerá efeito negativo de retroalimentação partindo da demanda e em resposta a um aumento no *profit share*, $\frac{\partial g^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh}$. O efeito da lucratividade, $\frac{\partial g^*}{\partial h}$, entretanto, é positivo. O efeito distributivo líquido sobre a acumulação, $\frac{dg^*}{dh}$, dependerá da interação entre os efeitos componentes, e será *wage-led* se $\left| \frac{\partial g^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh} \right| > \left| \frac{\partial g^*}{\partial h} \right|$ e *profit-led* caso contrário. Logo, um regime de demanda *wage-led* permite tanto um regime de acumulação *wage-led* quanto *profit-led*. Se a demanda apresentar regime *profit-led*, entretanto, então ambos o efeito retroalimentador quanto o efeito lucratividade serão negativos, e o efeito distributivo sobre a acumulação também será necessariamente negativo. Portanto, se o regime de demanda for *profit-led*, então o regime de acumulação também o será.

Em relação à taxa de exportações líquidas, o termo de retroalimentação, $\frac{\partial b^*}{\partial u} \frac{du^*}{dh}$, é positivo quando a demanda é *wage-led* e negativo caso contrário, enquanto que o efeito distributivo direto sobre a taxa de exportações líquidas, $\frac{\partial b^*}{\partial h}$, pode ser positivo ou negativo. O efeito líquido, $\frac{db^*}{dh}$, dependerá da interação entre esses dois componentes e não há como dizer, *a priori*, qual efeito será predominante. Logo, não é possível identificar um padrão bem definido entre o regime de demanda e o efeito distributivo sobre as exportações líquidas.

Esses resultados sugerem que o regime geral da economia – que considera conjuntamente os regimes de demanda e acumulação – poderá ser *wage-led*, intermediário,⁴⁷ ou *profit-led*. Isso significa que economias se comportarão de maneira distinta conforme os parâmetros de suas funções de investimento e exportações líquidas, equações (2.3) e (2.4), respectivamente, e o diferencial entre as propensões a poupar a partir dos salários e dos lucros. Em termos práticos, espera-se que haja variações ao longo dos países, conforme a importância relativa dos componentes da demanda.

2.3 Algumas extensões do modelo Bhaduri-Marglin

O modelo Bhaduri-Marglin apresentado nas duas seções anteriores é uma versão simples (*workhorse*). Entretanto, a literatura incorpora extensões do modelo que são capazes de

⁴⁷ Diz-se que o regime é intermediário quando a economia apresenta demanda *wage-led* e acumulação *profit-led*.

introduzir outros elementos econômicos na análise. Dentre essas extensões, a de mais simples implementação é a função de progresso tecnológico. Por meio da função de progresso, busca-se introduzir o crescimento da produtividade como um elemento da oferta no modelo. Além disso, tendo em mente que o objeto de estudo suposto é uma economia de produção monetária, há interesse na inclusão dos efeitos monetários sobre as variáveis do modelo. Isso pode ser realizado por meio da introdução de um circuito monetário. Por fim, a escola pós-keynesiana associa o comportamento econômico observado nas últimas décadas ao fenômeno de financeirização. Esse é caracterizado por um empoderamento da classe rentista em relação à administração das firmas capitalistas e aos sindicatos de trabalhadores e pelo fortalecimento do setor financeiro da economia. Parte da literatura têm se voltado à hipótese da financeirização para explicar algumas tendências observadas nas economias desenvolvidas desde a década de 1970 e, mais recentemente, em economias menos desenvolvidas com mercados financeiros emergentes. Essas extensões de potencial interesse serão discutidas a seguir.

Uma simples extensão utilizada pelos modelos kaleckianos é a função de progresso tecnológico.⁴⁸ O procedimento aqui descrito, desenvolvido por Setterfield e Cornwall (2002), é empregado para introduzir um elemento de oferta na estrutura de análise e modela os efeitos da tecnologia sobre o crescimento da produtividade.⁴⁹ Isso implica no relaxamento da hipótese de ausência do progresso tecnológico. Com a introdução do crescimento da produtividade no modelo, busca-se endogeneizar o crescimento de longo prazo do produto potencial e, assim, analisar como os efeitos distributivos agem sobre a atividade econômica por meio desse canal. Os resultados sugerem que o regime de produtividade é desestimulado por um *profit share* mais elevado. Além disso, o modelo estendido prevê que o efeito redistributivo sobre a produtividade interage com o efeito sobre a demanda, potencializando as tendências contracionistas.

Uma outra extensão ao modelo Bhaduri-Marglin é a introdução de um circuito monetário, que representa o relaxamento da hipótese implícita de livre acesso ao crédito para o financiamento do investimento por parte das firmas. O circuito monetário introduzido no

⁴⁸ Para uma apresentação de manual do modelo Bhaduri-Marglin com progresso tecnológico, ver o capítulo 8 de Hein (2014). O modelo Bhaduri-Marglin com progresso tecnológico foi empregado na pesquisa empírica por Naastepad (2006) e Hartwig (2013), por exemplo.

⁴⁹ Alternativamente, Dutt (2003) sugere outros canais de ação do progresso tecnológico sobre a distribuição da renda. Ele argumenta que o progresso também exerce efeitos potenciais sobre o consumo e a poupança. Nesse sentido, novos produtos são associados a novas possibilidades de consumo, podendo assim afetar as propensões a poupar. Além disso, o autor também sugere que o progresso eleva o *mark-up* de precificação das firmas líderes em tecnologia, e portanto, o *profit share* da economia como um todo.

sistema kaleckiano por Hein (2008)⁵⁰ se baseia na abordagem horizontalista,⁵¹ i.e., fundamenta-se na hipótese de que a taxa de juros é exógena em relação ao processo de acumulação, enquanto que os estoques de crédito e de moeda são determinados endogenamente pela atividade econômica.⁵² Sob essa perspectiva, o banco central determina a base monetária e a taxa de juros básica no mercado de moeda. Os bancos comerciais, por sua vez, operam no mercado de crédito, ajustando a taxa de juros de mercado. A oferta do crédito é, portanto, intermediada por bancos comerciais que atendem às demandas de consumidores e investidores. A taxa de juros é introduzida como determinante do *mark-up* de precificação, representando o repasse, em certo grau, dos custos financeiros das firmas. Portanto, a distribuição funcional da renda também estará sujeita a efeitos monetários. Além disso, a taxa de juros também afeta a distribuição da renda por um canal rentista introduzido no modelo. Supõe-se que as firmas se endividam em relação às famílias rentistas no mercado de crédito. Isso significa que choques positivos sobre a taxa de juros deslocam a distribuição em favor da parcela rentista às custas da parcela dos lucros retidos pelas firmas capitalistas. Ao estender o aspecto monetário do modelo Bhaduri-Marglin, é possível analisar os efeitos reais das variáveis monetárias, que dependerão, sobretudo, da propensão rentista a poupar e dos efeitos que os meios internos de financiamento das firmas exercem sobre suas decisões de investimento. Além disso, por meio dessa estrutura, pode-se também observar os potenciais efeitos econômicos da razão dívida-capital das famílias (taxa de endividamento).

Há ainda a opção de estender o modelo Bhaduri-Marglin com circuito monetário para incluir questões relacionadas ao capitalismo com dominância das finanças, fenômeno também chamado de financeirização.⁵³ A financeirização busca descrever o crescente papel dos mercados e agentes financeiros sobre a operação da economia. Hein (2012) descreve como o processo de financeirização, observado desde a década de 1970 nas economias desenvolvidas e, mais recentemente, também nas economias em desenvolvimento, produz efeitos econômicos por meio de quatro canais de interferência. O primeiro canal de ação da financeirização é sobre a própria distribuição de renda, por meio de uma tendência de crescimento na parcela dos

⁵⁰ Uma versão de manual do modelo Bhaduri-Marglin estendido por variáveis monetárias é apresentada no capítulo 9 de Hein (2014). Para aplicações empíricas do modelo Bhaduri-Marglin com circuito monetário, ver, por exemplo Hein e Ochsén (2003) e Hein e Schoder (2011).

⁵¹ Para uma discussão mais aprofundada da abordagem horizontalista, ver o capítulo 4 de Lavoie (2014).

⁵² Alternativamente, a abordagem estruturalista se fundamenta na hipótese de que a posição de liquidez decrescente dos bancos comerciais, juntamente com o risco elevado associado ao endividamento crescente do setor corporativo privado causam pressões ascendentes sobre a taxa de juros mediante aumento na demanda por crédito ao longo do processo de acumulação. Para uma exposição mais aprofundada consultar, por exemplo, Wray (1990).

⁵³ Para sugestões de como incluir aspectos da financeirização no modelo Bhaduri-Marglin ver, por exemplo, o capítulo 10 de Hein (2014). Uma aplicação empírica pode ser encontrada em Onaran, Stockhammer e Grafl (2011).

lucros. Dentre as principais causas atribuídas para esse movimento, destaca-se a queda no poder de barganha dos sindicatos bem como a apropriação rentista de uma porção cada vez maior dos lucros e o deslocamento da composição setorial da economia que passa a dar relevância crescente ao setor financeiro. A financeirização também age negativamente sobre o investimento real no estoque de capital. Isso é devido ao empoderamento da classe rentista *vis-à-vis* a administração das firmas. Nesse contexto, os principais responsáveis pelos efeitos adversos sobre a acumulação de capital de longo prazo são a exigência crônica por boa performance de curto prazo das firmas, juntamente com a pressão sobre os lucros retidos associada à demanda rentista por maiores taxas de retorno sobre os títulos de propriedade e de crédito. O terceiro canal de ação da financeirização incide positivamente sobre o consumo. Isso ocorre porque as convenções de consumo conspícuo, a criação de novos produtos financeiros e a deterioração nos padrões de crédito provocada pela securitização da dívida, todos associados à financeirização, são fatores que potencializam o consumo adquirido a partir do endividamento, em particular por parte de famílias com baixa renda e riqueza. Essa expansão do consumo associada à financeirização, por um lado, compensa a queda do investimento real. Por outro lado, ela se torna possível mediante uma crescente proporção dívida-renda das famílias e está, portanto, associada a níveis mais elevados de fragilidade financeira. Por fim, a financeirização também possui impacto sobre a balança de pagamentos das economias. Aqui, a desregulamentação dos mercados de capitais internacionais bem como das balanças de capitais nacionais produziram o potencial de financiamento persistente dos déficits correntes. Essa abertura também elevou a vulnerabilidade das economias às ondas de capital especulativo, à volatilidade dos mercados de câmbio e às crises estrangeiras.

Considerações finais

O modelo Bhaduri-Marglin modela uma economia capitalista industrial com concorrência imperfeita em que o produto é distribuído entre salários e lucros. Apesar de apresentar uma estrutura simples, ele permite uma flexibilidade nos resultados explicados. O modelo prevê que a redistribuição em favor da parcela salarial estimula a economia por meio de efeitos positivos no consumo. Alternativamente, interpreta-se a redistribuição em favor da parcela dos lucros como um incentivo ao investimento. Além disso, a balança comercial possui o potencial de responder tanto no sentido negativo quanto positivo a variações na distribuição funcional da renda. O efeito sobre o crescimento dependerá desse conjunto de fatores. Nesse sentido, a demanda e a acumulação podem se configurar como *wage-led* ou *profit-led*, conforme o fator remunerativo de estímulo predominante, considerados os potenciais efeitos sobre o

consumo, o investimento, e as exportações líquidas. Ademais, um regime de demanda cuja configuração é *wage-led* pode estar associado à acumulação *wage-led* ou *profit-led*, mas se o regime de demanda for *profit-led* então o modelo prevê que a acumulação também o será, necessariamente.

Há diversas formas de se estender o modelo Bhaduri-Marglin. Essas extensões permitem incluir outras dimensões econômicas de interesse na análise. A função de progresso tecnológico introduz o crescimento da produtividade para capturar os efeitos da tecnologia. No contexto do modelo Bhaduri-Marglin, a produtividade não só responde negativamente a uma redistribuição em favor dos lucros como também interage com os efeitos distributivos sobre a demanda, os potencializando. O circuito monetário, por sua vez, introduz uma dimensão financeira no modelo Bhaduri-Marglin. Torna-se possível observar os efeitos de variáveis monetárias sobre variáveis reais no contexto de uma economia de produção monetária. Os regimes serão aqui determinados pela propensão a poupar da classe rentista, por um lado, e pelo nível de dependência do investimento das firmas sobre seus meios internos de financiamento, por outro lado. A hipótese da financeirização, por fim, introduz diversas modificações na estrutura do modelo Bhaduri-Marglin buscando explicar alguns fenômenos observados em economias capitalistas modernas conforme regularidades empíricas associadas à expansão de seus mercados financeiros.

No capítulo que se segue, busca-se aplicar a estrutura do modelo Bhaduri-Marglin básico ao domínio empírico. Para tanto, fundamenta-se na formulação empírica do modelo Bhaduri-Marglin e utiliza-se estimadores consistentes para analisar os efeitos distributivos em relação à economia média e à economia em desenvolvimento média.

3 Distribuição Funcional da Renda e Crescimento Econômico: Evidências Empíricas

Introdução

No capítulo prévio, apresentou-se a estrutura teórica básica que fundamenta o modelo Bhaduri-Marglin para o estudo da relação entre a distribuição funcional da renda e o crescimento econômico. Essa estrutura estimulou esforços empíricos, formando um conjunto crescente de estudos que buscam escrutinizar diferentes aspectos do tópico mediante o uso de recursos econométricos. O presente capítulo visa contribuir para essa literatura em dois aspectos. O primeiro deles consiste na introdução de países desenvolvidos na análise econométrica. Como será discutido adiante, a literatura estabelecida se mostra caracterizada por focar sua análise quase que exclusivamente em economias desenvolvidas. Busca-se, portanto, colaborar no preenchimento dessa lacuna. O segundo aspecto reside no uso de estimadores para painel dinâmico como forma de produzir coeficientes consistentes nas regressões econométricas. A literatura empírica em questão tem sido criticada pelo uso tradicional de estimadores incapazes de lidar com as potenciais fontes de endogeneidade presentes em séries macroeconômicas e em modelos de equações simultâneas. Os estimadores aqui propostos lidam com os problemas de endogeneidade por meio da expansão das condições de momento e instrumentalização de variáveis potencialmente endógenas.⁵⁴ Portanto, os resultados aqui apresentados devem estar, em teoria, livres dos problemas de viés aos quais boa parte da literatura prévia está sujeita.

Além da presente introdução e das considerações finais, o presente capítulo se divide em duas seções. A seção 3.1 fornece uma revisão da literatura empírica prévia relacionada ao modelo Bhaduri-Marglin. Discute-se sobre as regularidades empíricas em evidência e sobre as críticas direcionadas à abordagem de estimação tradicional. Na seção 3.2, por sua vez, apresenta-se a investigação econométrica propriamente dita. Inicialmente, são discutidos os aspectos de natureza metodológica, partindo da especificação do modelo Bhaduri-Marglin empírico, seguida pela exposição das amostras utilizadas e, então, uma breve discussão acerca das abordagens econométricas empregadas na investigação. Subsequentemente, os resultados empíricos produzidos mediante emprego dos estimadores são expostos e discutidos.

3.1 A literatura empírica prévia

Pode-se dizer que a literatura empírica por trás do modelo de distribuição e crescimento Bhaduri-Marglin se iniciou com Marglin e Bhaduri (1991) e sua análise sobre a relação entre a

⁵⁴ Uma apresentação mais aprofundada sobre os estimadores para dados em painel é oferecida no Apêndice C.

poupança e os lucros utilizando regressões *cross country*. A aplicação de técnicas econométricas para avaliar a natureza dos efeitos distributivos, entretanto, partiu de Bowles e Boyer (1995), que formalizaram uma especificação empírica do modelo em que os efeitos da distribuição funcional da renda sobre os componentes da demanda são estimados separadamente.⁵⁵ Isso significa que os parâmetros são produzidos individualmente para estimar os efeitos distributivos sobre o consumo,⁵⁶ o investimento e as exportações líquidas. Esses parâmetros são então utilizados para gerar os efeitos distributivos sobre a demanda, interpretada como o crescimento de curto prazo. Nesse sentido, os efeitos do consumo e do investimento são adicionados, gerando assim o efeito sobre a demanda doméstica. Além disso, somando o efeito da demanda doméstica e das exportações líquidas, encontra-se o efeito sobre a demanda total.⁵⁷ Essas informações são então utilizadas para inferir algo sobre os regimes de demanda. Nota-se, contudo, que a relação entre a distribuição funcional da renda e a acumulação de capital, interpretada como o crescimento de longo prazo, não costuma ser estimada por meio dessa abordagem.

Em sua investigação pioneira, Bowles e Boyer (1995) utilizaram estimadores de equação única (*single equation*) para estimar os coeficientes referentes a cada componente da demanda. Conforme aponta Hein (2014), essa abordagem à estimação do modelo empírico Bhaduri-Marglin se popularizou e diversos estudos posteriores a empregaram para estimar coeficientes a partir de séries correspondentes a grupos de países ou séries individuais *cross country*. A Tabela 3-1 apresentada abaixo sintetiza boa parte dos estudos *single equation* realizados para economias desenvolvidas, enquanto que a Tabela 3-2 apresenta algumas das poucas pesquisas correspondentes a economias em desenvolvimento.

⁵⁵ Uma apresentação matemática do modelo Bhaduri-Marglin empírico é desenvolvida na seção seguinte.

⁵⁶ Alternativamente ao consumo, autores estimam os efeitos sobre a poupança, sobretudo quando há também interesse na análise do relacionamento entre a poupança e o investimento/lucros. Ver por exemplo Marglin e Bhaduri (1991) e Bowles e Boyer (1995).

⁵⁷ Observa-se que esse protocolo não considera os efeitos multiplicadores, como apontam Stockhammer e Ederer (2008). Os autores sugerem que o que está de fato sendo estimado são os efeitos redistributivos sobre o “excesso de demanda privada”. Onaran e Galanis (2014) mostram como incluir os efeitos multiplicadores na análise empírica.

Tabela 3-1 – Estudos empíricos *single equation* do modelo Bhaduri-Marglin, economias desenvolvidas

Estudo	Período	EUA		Alemanha		França		Reino Unido		Holanda		Japão		Áustria		Suíça		Área do Euro	
		D	T	D	T	D	T	D	T	D	T	D	T	D	T	D	T	D	T
Bowles e Boyer (1995)	1953-1983	W	W	W	P	W	P	W	W			W	P						
Naastepad (2006)	1960-2000									W	W								
Naastepad e Storm (2006-2007)	1960-2000	P	P	W	W	W	W	W	W	W	W	P	P						
Ederer e Stockhammer (2007)	1960-2004					W	P												
Ederer (2008)	1960-2005									W	W								
Hein e Vogel (2008)	1960-2005	W	W	W	W	W	W	W	W	P	P			W	P				
Stockhammer e Ederer (2008)	1960-2005													W	P				
Hein e Vogel (2009)	1960-2005			W	W	W	W												
Stockhammer, Onaran e Ederer (2009)	1962-2005																	W	W
Onaran Stockhammer e Grafl (2011)	1960-2007	W	W																
Stockhammer, Hein e Grafl (2011)	1970-2005			W	W														
Hartwig (2013)	1950-2010															W	P		
Onaran e Galanis (2014)	1960-2007	W	W	W	W	W	W	W	W			W	W					W	W

Notas: Linhas ordenadas por data de publicação e colunas ordenadas pela quantidade de estudos correspondentes. D – regime de demanda doméstica; T – regime e demanda total; W – *wage-led*; P – *profit-led*.

Fonte: Adaptado a partir de Hein (2014).

Tabela 3-2 – Estudos empíricos *single equation* do modelo Bhaduri-Marglin, economias em desenvolvimento

Estudo	Período	África do Sul		Argentina		China		Coréia do Sul		Índia		México		Tailândia		Turquia	
		D	T	D	T	D	T	D	T	D	T	D	T	D	T	D	T
Onaran e Galanis (2014)	1970-2007	W	P	W	P	W	P	W	W	W	P	W	P			W	W
Jetin e Kurt (2016)	1970-2011													P	P		

Notas: Linhas ordenadas por data de publicação. D – regime de demanda doméstica; T – regime e demanda total; W – *wage-led*; P – *profit-led*.

Fonte: Adaptado a partir de Hein (2014).

Uma primeira característica a ser observada nessa literatura é a predominância de estudos utilizando economias desenvolvidas como amostra, sobretudo membros da Área do Euro e do G7.⁵⁸ Apenas recentemente observa-se um maior esforço para investigar economias em desenvolvimento, principalmente a partir do trabalho de Onaran e Galanis (2014). Um outro ponto de regularidade a ser observado é a grande preponderância de resultados com regime de demanda *wage-led*, sobretudo no caso doméstico. Os estudos encontram diferenciais significativos entre as propensões a consumir a partir dos salários e lucros e, logo, efeitos robustos do *profit share* sobre o consumo. O mesmo não ocorre com frequência no caso do investimento, como reporta Hein (2014), pois há dificuldades em se encontrar relações significativas entre o investimento e os indicadores de lucratividade, incluso o *profit share*.⁵⁹ Além disso, quando uma relação robusta é de fato detectada, os efeitos estimados se mostram predominantemente menores do que os efeitos estimados para o consumo.⁶⁰ A consequência é a preponderância de resultados *wage-led* em relação à demanda doméstica. Há, entretanto, algumas exceções. Naastepad e Storm (2006-2007) reportam que os Estados Unidos apresentam regime de demanda doméstica *profit-led*, contradizendo os outros estudos empíricos apresentados. O mesmo ocorre nos casos da Holanda, conforme relatado por Hein e Vogel (2008) e da Tailândia, conforme evidências apresentadas por Jetin e Kurt (2016). Uma outra regularidade a ser observada é o padrão, observado nas grandes economias desenvolvidas (Estados Unidos, Alemanha, França, Reino Unido e Holanda), de regimes domésticos e totais ambos *wage-led*. O efeito distributivo sobre a demanda total é calculado como a soma entre os efeitos domésticos e comerciais. Logo, esses resultados sugerem que os potenciais efeitos distributivos das exportações líquidas não são suficientemente fortes para sobrecompensar os efeitos conjuntos do consumo e do investimento a ponto de deslocar o regime de demanda. Novamente, há contradições nos resultados a serem observadas. Bowles e Boyer (1995) encontraram regimes de demanda total *profit-led* para a Alemanha e a França, apesar de essas serem consideradas economias grandes. O mesmo resultado é reportado por Naastepad e Storm (2006-2007) no caso dos Estados Unidos, por Ederer e Stockhammer (2007) em relação à França e por Hein e Vogel (2008) no caso holandês. Já em relação às economias desenvolvidas com menor mercado doméstico e maior abertura comercial (Áustria e Suíça) e economias em

⁵⁸ Evidentemente, os bancos de dados macroeconômicos mais acessíveis costumam apresentar intervalo de cobertura mais amplo para economias desenvolvidas do que economias em desenvolvimento.

⁵⁹ Dos Santos (2015) destaca o papel do consumo e do investimento na determinação dos resultados empíricos e questiona se não seria mais apropriado classificar os regimes de demanda entre *consumption-led* e *investment-led*.

⁶⁰ Hein (2014) destaca que um outro ponto de regularidade na literatura são os efeitos fortes e significativos ao se utilizar um indicador de demanda como regressor do investimento.

desenvolvimento (África do Sul, Argentina, China, Coreia do Sul, Índia, México, Tailândia e Turquia), os resultados encontrados na literatura indicam preponderância da combinação entre o regime doméstico *wage-led* e o regime total *profit-led*. Os deslocamentos de regime em geral observados para esses países são explicados pela sobrecompensação dos efeitos distributivos das exportações líquidas em relação aos efeitos do consumo e do investimento. Diz-se, nesse caso, que a economia é “puxada” por sua estratégia comercial exportadora, ou *export-led*. As exceções nesse caso são a Turquia, com ambos regimes *wage-led* conforme estimado por Onaran e Galanis (2014), e a Tailândia, cujos regimes foram reportados *profit-led* por Jetin e Kurt (2016). O caso japonês se mostra o mais contraditório de todos. Bowles e Boyer (1995) inicialmente estimaram um regime doméstico *wage-led* e regime total *profit-led* para o Japão. Entretanto, Naastepad e Storm (2006-2007) reportam ambos regimes *profit-led* enquanto que Onaran e Galanis (2014) encontraram regimes *wage-led*. Finalmente, a Área do Euro foi estudada por Stockhammer, Onaran e Ederer (2009) e Onaran e Galanis (2014) e ambos trabalhos reportam regimes doméstico e total *wage-led*.

A abordagem empírica *single equation* foi, entretanto, criticada por Onaran e Stockhammer (2005) por ignorar que as equações estimadas são determinadas simultaneamente, criando uma possível fonte de endogeneidade. O problema é agravado ainda mais pelo uso de defasagens em modelos de equações únicas. A solução proposta pelo autor seria utilizar um modelo de estimação baseado em um sistema de equações conforme as abordagens *multiple equation* da econometria. Uma alternativa oferecida por Stockhammer e Onaran (2004) e Onaran e Stockhammer (2005) é baseada na aplicação de modelos de vetores autoregressivos para analisar as funções impulso-resposta entre a parcela dos lucros, a demanda e a acumulação. Contudo há relativa complexidade em desembaraçar as relações entre as variáveis utilizando essa estratégia, como explica Hein (2014), o que dificulta sua aplicação. Por meio dessa abordagem, Onaran e Stockhammer (2006) estimaram os regimes de demanda e de acumulação da Coreia do Sul e da Turquia, obtendo resultados *wage-led* em ambos os casos. Nishi (2012) também utilizou esse método para estimar o regime de acumulação japonês, o qual ele concluiu como sendo *profit-led*. Mais recentemente, de Jesus, Araujo e Drumond (2017) estimaram os regimes do caso brasileiro e apresentaram evidências que sugerem que a demanda e a acumulação são *profit-led*. Já a modelagem utilizando dados em painel dinâmico, no contexto da abordagem *multiple equation*, ainda se encontra pouco explorada.⁶¹ O primeiro

⁶¹ Stockhammer, Onaran e Ederer (2009) e Stockhammer, Hein e Grafl (2011) reconhecem a carência de investigações empíricas do modelo Bhaduri-Marglin com dados em painel.

estudo a seguir esse trajeto na literatura em questão é Hartwig (2014).⁶² Ele analisa um painel não-balanceado com dados de oito economias desenvolvidas estimado por mínimos quadrados empilhados (*pooled OLS*). O autor encontra evidências de que a economia desenvolvida média da amostra apresenta regimes de demanda doméstica e total *wage-led*. Stochhammer e Wildauer (2016) também apresentam uma investigação utilizando dados em painel para países desenvolvidos. Aqui, os autores utilizam estimadores mais avançados para dados em painel,⁶³ mas também reportam um regime de demanda *wage-led*.

Por fim, uma crítica mais recente aos estudos empíricos que compõem essa literatura parte de Blecker (2016) e diz respeito à desconsideração da dimensão temporal. O autor argumenta que é mais provável que a demanda seja *profit-led* no curto prazo e *wage-led* no longo prazo. Isso ocorreria porque o estímulo ao investimento e às exportações líquidas causado por menores custos salariais é provavelmente mais intenso no curto prazo, enquanto que o efeito positivo de uma maior parcela salarial sobre o consumo é percebido mais intensamente no longo prazo.⁶⁴

Tendo em mente a escassez de pesquisas empíricas com economias em desenvolvimento bem como a crítica à vulnerabilidade aos problemas de endogeneidade da metodologia *single equation*, na próxima seção busca-se apresentar uma aplicação empírica capaz de abordar esses pontos.

3.2 Análise econométrica

A discussão sobre a literatura empírica com o modelo Bhaduri-Marglin sugere dois pontos de interesse para os quais a presente análise visa contribuir: (1) há escassez de estudos com economias em desenvolvimento e (2) é necessário considerar possíveis fontes de endogeneidade ao produzir evidências por meio da econometria. Busca-se contribuir ao primeiro ponto expandindo a análise para incluir países em desenvolvimento. Para lidar com o problema da endogeneidade, utiliza-se estimadores específicos de dados em painel que são capazes de produzir estimativas consistentes. A presente seção apresenta essa análise econométrica. Inicialmente, discute-se a metodologia utilizada na pesquisa empírica, partindo

⁶² Entretanto, Flaschel e Proaño (2007), cujo estudo analisa a regra monetária de Taylor na Área do Euro e não particularmente os efeitos redistributivos, contém a regressão da utilização em relação ao *wage share*. Portanto, esses autores já haviam utilizado dados em painel de economias desenvolvidas estimados por *system GMM*. Seus resultados indicam regime de demanda *profit-led*.

⁶³ São eles o estimador em primeira diferença, o estimador de Anderson e Hsiao (1982) e o estimador *difference GMM*. Esses estimadores são discutidos mais extensivamente na seção C.2 do Apêndice C.

⁶⁴ Essa crítica em particular não é abordada no presente estudo empírico. Para tanto, seria necessário encontrar dados macroeconômicos coletados com maior frequência do que os dados anuais aqui utilizados. A dificuldade na construção de um painel de países que satisfazem esse critério é potencializada pela indisponibilidade de dados, principalmente relativos a países em desenvolvimento.

da especificação do modelo Bhaduri-Marglin empírico, continuando com uma descrição dos dados utilizados e, em seguida, uma breve exposição das abordagens econométricas empregadas. Encerra-se o capítulo com a apresentação dos resultados alcançados por meio da análise empírica.

3.2.1 Metodologia

Para analisar a relação entre a distribuição funcional e o crescimento optou-se pelo uso do estimador por método de momentos generalizados (*GMM*) para dados em painel Arellano-Bover/Blundell-Bond, também chamado de *GMM* em sistema ou *system GMM* (*SGMM*) e do estimador por vetor autorregressivo para painel (*pVAR*). Essa escolha foi feita visando gerar estimativas consistentes ou, pelo menos, com reduzido viés gerado pela endogeneidade.⁶⁵ Além disso devido à escassez de pesquisas com foco em economias em desenvolvimento apontada na seção 3.1, também há interesse em incluir algum aspecto de desenvolvimento desigual na investigação. Portanto, utiliza-se duas amostras de dados. A primeira amostra contém dados em painel associados a um conjunto de economias tanto desenvolvidas quanto em desenvolvimento. A segunda amostra é restrita aos dados associados apenas a economias em desenvolvimento. Adicionalmente, as amostras foram divididas utilizando alguns critérios de periodicidade para manter suas dimensões temporais reduzidas em relação às suas dimensões de corte transversal. Esse procedimento foi utilizado porque, como será discutido mais adiante, essa é uma característica desejável para o uso consistente dos estimadores utilizados.

A presente subseção busca apresentar em maiores detalhes cada um desses aspectos metodológicos. Primeiramente, apresenta-se uma formulação empírica do modelo Bhaduri-Marglin de distribuição e crescimento. A especificação empírica do modelo embasa as estimações realizadas por meio do estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond. Em seguida, descreve-se como foram formadas as amostras analisadas. Essa discussão é utilizada para descrever as variáveis e suas fontes de dados, bem como os procedimentos aplicados sobre os dados para garantir sua adequação aos estimadores empregados. Por fim, inclui-se uma breve discussão das abordagens à estimação adotadas.

⁶⁵ O Apêndice C inclui uma apresentação mais aprofundada a respeito das propriedades econométricas dos estimadores *GMM*.

3.2.1.1 Especificação do modelo Bhaduri-Marglin empírico⁶⁶

É necessário decidir como modelar empiricamente a relação entre a distribuição e o crescimento antes de estimá-la por meio de ferramental econométrico. A seguinte abordagem à modelagem empírica do modelo Bhaduri-Marglin é originalmente atribuída a Bowles e Boyer (1995). Ela busca determinar quais são os efeitos distributivos sobre a demanda mediante estimação dos efeitos individuais sobre cada um dos seus componentes.

Para estimar o efeito de um aumento no *profit share* (h) sobre a demanda agregada (Y), primeiramente estimam-se seus efeitos sobre os componentes individuais da demanda, o consumo (C), o investimento agregado (I) e as exportações líquidas (NX), que são então adicionados:

$$\frac{dY/dh}{Y} = \frac{\partial C/\partial h}{Y} + \frac{\partial I/\partial h}{Y} + \frac{\partial NX/\partial h}{Y}. \quad (3.1)$$

onde os efeitos estão em proporção da demanda agregada.

O efeito composto por $\frac{\partial C/\partial h}{Y} + \frac{\partial I/\partial h}{Y}$ revela o regime de demanda doméstica, que é classificado como *wage-led* quando a soma em questão é negativa e *profit-led* quando a mesma é positiva. Para analisar a demanda total, adiciona-se a demanda doméstica à $\frac{\partial NX/\partial h}{Y}$ e o mesmo procedimento é empregado para avaliar o regime de demanda total.

Utilizando manipulação algébrica sobre cada um dos componentes da equação (3.1), e ignorando quaisquer efeitos de retroatividade da demanda, verifica-se que os efeitos distributivos podem ser formulados em termos de elasticidades:

$$\begin{aligned} \frac{\partial C/\partial h}{Y} &= -\frac{\partial C}{\partial W} + \frac{\partial C}{\partial \Pi} = -\left(\frac{\partial C}{\partial W} \frac{W}{C}\right) \frac{C}{W} + \left(\frac{\partial C}{\partial \Pi} \frac{\Pi}{C}\right) \frac{C}{\Pi} \\ &= -\varepsilon_{C,W} \frac{C}{W} + \varepsilon_{C,\Pi} \frac{C}{\Pi}. \end{aligned} \quad (3.2)$$

$$\frac{\partial I/\partial h}{Y} = \left(\frac{\partial I}{\partial h} \frac{h}{I}\right) \frac{I}{h} \frac{1}{Y} = \varepsilon_{I,h} \frac{I}{\Pi}. \quad (3.3)$$

$$\frac{\partial NX/\partial h}{Y} = \left(\frac{\partial NX}{\partial h} \frac{h}{NX}\right) \frac{NX}{h} \frac{1}{Y} = \varepsilon_{NX,h} \frac{NX}{\Pi}. \quad (3.4)$$

onde W e Π são os salários e os lucros agregados, $\varepsilon_{C,W}$ e $\varepsilon_{C,\Pi}$ são as elasticidades do consumo em relação aos salários e aos lucros, $\varepsilon_{I,h}$ e $\varepsilon_{NX,h}$ são as elasticidades do investimento e das exportações líquidas em relação ao *profit share* e $\frac{C}{W}$, $\frac{C}{\Pi}$, $\frac{I}{h}$ e $\frac{NX}{\Pi}$ são os termos multiplicativos.

⁶⁶ O Apêndice B apresenta uma discussão mais detalhada a respeito da derivação das equações aqui apresentadas.

Observa-se também que o efeito distributivo sobre o consumo é calculado como a soma entre as propensões a consumir a partir dos salários e dos lucros, $\frac{\partial C}{\partial W}$ e $\frac{\partial C}{\partial \Pi}$.

Para estimar as equações (3.2)-(3.4) é necessário encontrar (1) as elasticidades e (2) os termos multiplicativos. Em termos práticos, é possível estimar diretamente as elasticidades por meio de um modelo de regressão *log-log* de cada componente da demanda. Os termos multiplicativos, por sua vez, costumam ser calculados com médias aritméticas, como sugere Hein (2014).

O modelo aqui apresentado permite testar diversas hipóteses baseadas nos resultados teóricos gerados pelo modelo Bhaduri-Marglin apresentado no Capítulo 2. Primeiro, é possível testar a hipótese de que a propensão marginal a consumir a partir dos salários supera a propensão marginal a consumir a partir dos lucros, ou seja:

$$\frac{\partial C}{\partial W} > \frac{\partial C}{\partial \Pi}. \quad (3.5)$$

Segundo, é possível testar os dois argumentos básicos do modelo Bhaduri-Marglin: (1) o consumo é estimulado por uma redistribuição em favor dos salários e (2) o investimento é estimulado por uma redistribuição em favor dos lucros:

$$\frac{\partial C / \partial h}{Y} < 0, \quad (3.6)$$

$$\frac{\partial I / \partial h}{Y} > 0. \quad (3.7)$$

Em relação ao efeito distributivo sobre a demanda doméstica, o modelo Bhaduri-Marglin prevê resultado ambíguo, que dependerá da relação entre os efeitos distributivos sobre os componentes domésticos da demanda:

$$\frac{\partial C / \partial h}{Y} + \frac{\partial I / \partial h}{Y} \leq 0. \quad (3.8)$$

Por fim, o efeito distributivo sobre as exportações líquidas e, portanto, sobre a demanda total, também é ambíguo no contexto do modelo:

$$\frac{\partial NX / \partial h}{Y} \leq 0, \quad (3.9)$$

$$\frac{\partial Y / \partial h}{Y} \leq 0. \quad (3.10)$$

Essas hipóteses são testadas mais adiante por meio de econometria. Antes disso, entretanto, apresenta-se as amostras de dados e os estimadores utilizados na análise econométrica.

3.2.1.2 Dados utilizados

Para realizar as regressões individuais dos efeitos sobre os componentes da demanda compilou-se uma base de dados com informações relativas a até 115 países, sendo destes 79 classificados como países em desenvolvimento e 36 economias desenvolvidas,⁶⁷ observados anualmente no período compreendido de 1960 a 2014. As variáveis que correspondem aos dados e foram utilizadas nas regressões são apresentadas na Tabela 3-3.

O consumo agregado (C), o investimento agregado (I) e as exportações líquidas (NX) são utilizadas como variáveis dependentes para estimar o regime de demanda conforme o modelo Bhaduri-Marglin empírico apresentado acima. No caso do consumo, os salários agregados (W) e os lucros agregados (Π) são introduzidos como regressores, pois busca-se estimar a elasticidade do consumo em relação às remunerações. Já em relação ao investimento e as exportações líquidas, adota-se a utilização da capacidade produtiva (u) e o *profit share* (h) como regressores. Adicionalmente, para a equação de investimento, utilizou-se um indicador de abertura financeira (mob) como controle das influências do mercado financeiro internacional,⁶⁸ e a taxa de inflação (inf) como controle da estabilidade macroeconômica. Para a equação de exportações líquidas, utilizou-se a taxa de utilização da capacidade produtiva do principal parceiro comercial (u^{est}) como controle das influências da demanda estrangeira e a taxa real de câmbio (exc) como controle das condições dos termos de troca.

Por meio da abordagem com vetor autorregressivo, analisou-se a relação estrutural entre a taxa de acumulação (a), a taxa de utilização como *proxy* da demanda⁶⁹ e o *profit share* como *proxy* da distribuição funcional da renda.

⁶⁷ Os países foram distinguidos conforme a classificação no relatório *World Economic Situations and Prospect (WESP)* (UN, 2017b, p. 153-155). O relatório também distingue as economias em “transição”, ou países que se deslocaram de uma estrutura econômica de planejamento para uma de livre mercado. Essa parcela da amostra é composta por antigos membros da União das Repúblicas Socialistas Soviéticas. No presente estudo, esses países foram considerados como economias em desenvolvimento.

⁶⁸ Stockhammer (2017) estressa a necessidade de introduzir mais variáveis financeiras na pesquisa empírica. Ver, por exemplo, Onaran, Stockhammer e Grafl (2011) e Stockhammer e Wildauer (2016). Nesse sentido, o modelo aqui utilizado pode ser melhorado. A *PWT*, entretanto, não disponibiliza essa classe de variáveis o que dificultou a introdução de variáveis de controle adicionais.

⁶⁹ Deve ser observado que a utilização da capacidade produtiva é empregada tanto como *proxy* da demanda (na equação de investimento e na estrutura autorregressiva apresentada abaixo) quanto como *proxy* da demanda por importações de produtos estrangeiros (na equação de exportações líquidas), formulação essa que pode estar sujeita a críticas por essa dualidade.

Tabela 3-3 – Variáveis utilizadas nos exercícios econométricos

Variável	Descrição
C	Consumo agregado. ^a
I	Investimento agregado. ^a
NX	Exportações líquidas. Definida como a diferença entre as exportações e as importações. ^a
a	Taxa de acumulação. Definida como a proporção entre o investimento e o estoque real de capital. ^a
W	Salários agregados. Ajustada para trabalhadores autoempregados. ^a
Π	Lucros agregados. Definida como o complemento de W . ^a
u	Utilização da capacidade produtiva. Definida como a proporção entre o PIB real e sua tendência temporal. ^{a,b}
h	<i>Profit share</i> . Definida como o complemento do <i>wage share</i> . Ajustada para trabalhadores autoempregados
mob	Abertura financeira. Índice Chinn-Ito de abertura da conta de capitais.
inf	Taxa de inflação. Definida como a taxa de variação do índice de preços ao consumidor.
u^{est}	Utilização da capacidade produtiva do principal parceiro comercial. Definida como o valor de u da economia estrangeira que mais importou bens e serviços relativo à economia doméstica observada em dado ano. ^{a,b}
exc	Taxa real de câmbio (moeda nacional/US\$).

Notas:

a – Variáveis estão em paridade de poder de compra e foram deflacionadas utilizando o indicador de preços ao consumidor.

b – u segue a formulação de Barbosa-Filho e Taylor (2006), sendo definida como a proporção entre o PIB e sua tendência temporal, calculada mediante filtro de Hodrick e Prescott (1997).

As variáveis dependentes, os regressores e os controles inf e exc utilizados foram construídos a partir dos dados disponibilizados pela *Penn World Table 9.0* (PWT) (FEENSTRA, INKLAAR e TIMMER, 2015; UNIVERSIDADE DE GRONINGEN, 2015).⁷⁰ Essa fonte de dados foi escolhida por se distinguir pela disponibilidade de informações referentes a países em desenvolvimento. Os outros controles, entretanto, foram coletados de outras fontes porque não são disponibilizados pela PWT. mob foi coletada a partir de Chinn e

⁷⁰ Fontes alternativas para o tipo de dados utilizados no presente estudo incluem a *Annual Macro-economic Database* (AMECO) (EC, 2017) que costuma ser utilizada em estudos com países desenvolvidos, pois incorpora diversas das variáveis necessárias e cobre o período entre 1960-presente. O *World Development Indicators* (WDI) (WB, 2017), o *International Financial Statistics* (IFS) (IMF, 2017b), o *System of National Accounts* (SNA) (IMF, 2017c) e o *World Economic Outlook* (WEO) (IMF, 2017d) também disponibilizam dados macroeconômicos. Para informações adicionais sobre a distribuição funcional da renda, pode-se sugerir o banco de dados *ILOSTAT* (ILO, 2017). Dados comerciais também estão disponíveis em *United Nations International Trade Statistics Database* (UN COMTRADE) (UN, 2017a) e em *International Trade Statistics* (ITS) (WTO, 2017).

Ito (2006; 2015), enquanto que u^{est} se baseou em informações da *Direction of Trade Statistics (DOTS)* (IMF, 2017a).⁷¹

Antes de realizar as regressões *log-log*, as variáveis dependentes, os regressores, e os controles foram transformados em valores logaritmos. Para evitar que valores negativos fossem perdidos, reduzindo assim o conteúdo informacional da análise, utilizou-se uma transformação logarítmica condicional. Para séries *cross country* com valores mínimos não negativos aplicou-se uma simples transformação logarítmica ao longo de todas as observações. Para séries com valores mínimos negativos, adicionou-se o dobro do valor absoluto da menor observação a todas as observações da mesma série antes de aplicar a transformação logarítmica. Isso foi realizado levando em consideração a dimensão de corte transversal das séries.

Devido ao interesse em analisar os efeitos distributivos sobre as economias em desenvolvimento, dividiu-se os dados observados em duas amostras, a fim de introduzir considerações de desenvolvimento desigual na análise. A primeira amostra inclui dados associados tanto a economias desenvolvidas quanto economias em desenvolvimento. Por simplicidade, essa amostra será chamada de “economia média”. A segunda amostra foi restrita apenas aos dados associados aos países em desenvolvimento, e, portanto, será chamada de “economia em desenvolvimento média”. Esse procedimento foi utilizado para explorar mais amplamente o conteúdo informacional dos dados.⁷²

Como será discutido adiante, para que os estimadores de dados em painel dinâmico sejam consistentes, é necessário que a dimensão de corte transversal do painel seja longa e a dimensão temporal, por sua vez, curta. Para manter a dimensão de corte transversal o maior possível, selecionou-se o período entre 1995 e 2012, que possui maior concentração de países com dados disponíveis. Como esse intervalo temporal é composto por dezoito anos, calculou-se as médias trienais, de maneira que a dimensão temporal foi reduzida para seis períodos. Além disso, o intervalo também foi dividido em três cortes sobrepostos de doze anos cada, a saber, 1995-2006, 1998-2009 e 2001-2012. Para cada um desses intervalos, calculou-se as médias bienais, reduzindo assim a dimensão temporal também para seis períodos. Esses blocos de dados foram analisados com a intenção de detectar variações ao longo de 1995 e 2012.

⁷¹ O *DOTS* disponibiliza dados relativos ao intercâmbio comercial entre as nações. Obteve-se, a partir dessa fonte de dados, as informações sobre exportações entre países. Em seguida, para cada país e para cada ano, separou-se o parceiro comercial com maior volume de exportações. Com esse conhecimento bastou substituir os valores de u associados ao principal parceiro comercial.

⁷² Evitou-se incluir uma amostra apenas com economias desenvolvidas porque, como será discutido mais adiante, há dificuldades em empregar os estimadores para painel dinâmico quando a dimensão de corte transversal é demasiadamente curta.

Em resumo, utilizou-se painel com médias trienais abrangendo o período de 1995-2012, e painéis sobrepostos com médias bienais que incorporam os períodos de 1995-2006, 1998-2009 e 2001-2012.⁷³ As médias foram todas calculadas apenas quando todos os anos em questão apresentaram observações.⁷⁴ Ademais, para garantir o balanceamento dos painéis, foram excluídos os países com menos do que seis observações para qualquer uma das variáveis utilizadas nas regressões. As abordagens econométricas empregadas na análise são brevemente apresentadas a seguir.

3.2.1.3 Abordagens econométricas

A presente análise faz proveito de duas abordagens econométricas. Para analisar os efeitos distributivos conforme o modelo Bhaduri-Marglin empírico, os coeficientes foram estimados por método de momentos generalizados (*GMM*)⁷⁵ no contexto de painéis dinâmicos. Em contrapartida, utilizou-se um modelo de vetor autorregressivo para painel (*pVAR*) para investigar a relação entre a distribuição, a demanda e a acumulação. Essas duas abordagens são brevemente discutidas abaixo.⁷⁶

O seguinte modelo de regressão foi utilizado para calcular as elasticidades identificadas nas equações de consumo, investimento e exportações líquidas, (3.2)-(3.4), respectivamente, do modelo Bhaduri-Marglin empírico apresentado na subseção anterior:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it}, \\ \varepsilon_{it} &= \mu_i + v_{it}, \\ E[\mu_i] &= E[v_{it}] = E[\mu_i v_{it}] = 0, \\ E[\Delta \mathbf{z}_{it} \mu_i] &= 0. \end{aligned} \tag{3.11}$$

onde, y_{it} é a variável dependente, $\mathbf{x}_{it}$ é um vetor coluna de regressores e controles e $\mathbf{z}_{it}$ é um vetor coluna de variáveis instrumentais, todos em logaritmo. $\boldsymbol{\beta}$ é um vetor coluna de coeficientes, equivalentes às elasticidades de y_{it} em relação a cada um dos $\mathbf{x}_{it}$ e ε_{it} é o termo de erro do modelo. $t = (1, \dots, T)$ indexa a dimensão temporal das séries e $i = (1, \dots, N)$ indexa a dimensão de corte transversal. Observa-se que um termo autorregressivo, $y_{i,t-1}$, é introduzido no modelo de regressão, e o termo de erro é considerado como sendo composto por dois

⁷³ Observa-se que há variação na dimensão de corte transversal ao longo dos painéis, conforme a disponibilidade de dados no intervalo de tempo correspondente.

⁷⁴ Essa restrição foi utilizada para impedir que a média aritmética fosse utilizada em intervalos bienais e trienais com menos que duas e três observações anuais, respectivamente.

⁷⁵ O estimador GMM foi desenvolvido por Hansen (1982) como uma generalização do método de momentos.

⁷⁶ O Apêndice C fornece uma discussão introdutória mais aprofundada sobre a estrutura lógica dos estimadores *GMM* para dados em painel dinâmico.

componentes ortogonais, efeitos individuais fixos, μ_i , e choques idiossincráticos, v_{it} . Por fim, pressupõe-se que as primeiras diferenças das variáveis instrumentais são não-correlacionadas com os efeitos fixos.

É possível, nessas circunstâncias, estimar o vetor β por meio do estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond, também conhecido como *GMM* em sistema ou *system GMM*. O estimador *system GMM* combina uma equação em diferenças instrumentalizada para tratar o problema do viés dinâmico que surge a partir dos efeitos fixos e incorpora uma equação em nível para expandir as condições de momento (ARELLANO e BOVER, 1995; BLUNDELL e BOND, 1998; ROODMAN, 2009). Em seguida, utiliza-se o estimador *GMM* para produzir os parâmetros pós transformação, instrumentalizando as variáveis consideradas como potencialmente endógenas.

O estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond é adequadamente utilizado quando se dispõe de um conjunto de dados em painel com dimensão temporal curta e dimensão de corte transversal longa. Em outras palavras, idealmente, a amostra deve ser “*small T, large N*”.⁷⁷ Além disso, a variável dependente deve apresentar alguma correlação com suas realizações passadas, de maneira que sua defasagem possa ser utilizada como regressor. Deve-se assumir que as variáveis independentes não são estritamente exógenas em relação ao termo de erro e que os efeitos fixos individuais estão distribuídos aleatoriamente ao longo dos indivíduos. Por fim, admite-se a possibilidade de heteroscedasticidade e autocorrelação entre observações de um mesmo indivíduo, mas não entre observações de indivíduos distintos. Sob essas condições, é possível produzir estimadores consistentes.

Todas as regressões realizadas com o estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond na próxima subseção foram testadas para a ausência de autocorrelação por meio do teste Arellano-Bond AR(1) e AR(2) (ARELLANO e BOND, 1991). Os resultados também foram testados para a validade das restrições sobreidentificantes por meio do teste Sargan-Hansen (SARGAN, 1958; HANSEN, 1982). Buscou-se comparar os resultados encontrados em regressões de diferentes amostras. Deve-se notar, entretanto, que essas comparações não envolveram testes de significância estatística adicionais.

⁷⁷ A literatura não apresenta o conceito ‘*small T, large N*’ objetivamente. A ideia é manter a dimensão temporal curta relativa à dimensão de corte transversal. Isso é feito para evitar que a contagem de instrumentos cresça excessivamente, tornando o modelo por demais sobreidentificado. O problema é que, de acordo com Roodman (2009), a contagem de instrumentos é quadrática em relação à dimensão temporal, enquanto que a matriz de variância estimada é quadrática em relação à contagem de instrumentos. Isso significa que a matriz de variância é quártica em relação à dimensão temporal. Para efeitos de comparação, o painel não-balanceado utilizado por Arellano e Bond (1991) era composto por 140 firmas ao longo de 8 períodos anuais.

Para analisar a relação entre a distribuição funcional da renda, a atividade econômica e a acumulação de capital, a estratégia sugerida por Onaran e Stockhammer (2006) e de Jesus, Araujo e Drummond (2017) foi empregada. Ela consiste na estimação dos parâmetros em uma estrutura de vetor autorregressivo que trata todas as variáveis no sistema como sendo endógenas. Os resultados são inferidos a partir da interpretação dos efeitos impulso-resposta distributivos. Entretanto, essa metodologia foi aqui adaptada ao uso de um estimador por vetor autorregressivo para painel (*pVAR*) introduzido por Love e Zicchino (2006). O estimador *pVAR* utiliza um sistema instrumentalizado de variáveis endógenas e, assim como o estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond leva em consideração a heterogeneidade não observada ao longo dos indivíduos. Observa-se que a utilização da capacidade produtiva é utilizada como *proxy* da demanda e o *profit share* é utilizado como *proxy* da distribuição⁷⁸ nessa estrutura autorregressiva. Além disso, empregou-se o estimador *pVAR* apenas para o painel com médias trienais (1995-2012), visando capturar a relação de mais longo prazo entre as variáveis.

O estimador *pVAR* é aplicado ao seguinte modelo de autoregressão, de *p*-ésima ordem:⁷⁹

$$\begin{aligned} \mathbf{Y}_{it} &= \mathbf{Y}_{i,t-1}\mathbf{A}_1 + \mathbf{Y}_{i,t-2}\mathbf{A}_2 + \dots + \mathbf{Y}_{i,t-p}\mathbf{A}_p + \mathbf{X}_{it}\mathbf{B} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it}, \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{it} &= \boldsymbol{\mu}_i + \mathbf{v}_{it}, \quad E[\boldsymbol{\mu}_i] = E[\mathbf{v}_{it}] = E[\boldsymbol{\mu}_i\mathbf{v}_{it}] = \mathbf{0} \end{aligned} \quad (3.12)$$

onde $\mathbf{Y}_{it} = (\mathbf{y}_{1it}, \mathbf{y}_{2it}, \dots, \mathbf{y}_{Kit})'$ é um vetor coluna de $1 \times K$ de variáveis dependentes e $\mathbf{X}_{it} = (\mathbf{x}_{1it}, \mathbf{x}_{2it}, \dots, \mathbf{x}_{Lit})'$ é um vetor coluna $1 \times L$ de covariáveis exógenas, todas em logaritmo. $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\boldsymbol{\varepsilon}_{1it}, \boldsymbol{\varepsilon}_{2it}, \dots, \boldsymbol{\varepsilon}_{Kit})'$, $\boldsymbol{\mu}_i = (\boldsymbol{\mu}_{1i}, \boldsymbol{\mu}_{2i}, \dots, \boldsymbol{\mu}_{Ki})'$ e $\mathbf{v}_{it} = (\mathbf{v}_{1it}, \mathbf{v}_{2it}, \dots, \mathbf{v}_{Kit})'$ são os vetores $1 \times K$ de erros, efeitos individuais fixos, e erros idiossincráticos,⁸⁰ respectivamente. As matrizes $K \times K$ $\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \dots, \mathbf{A}_p$ e a matriz $L \times K$ $\mathbf{B}$ contém os parâmetros estimados. Novamente, $t = (1, \dots, T)$ indexa a dimensão temporal das séries enquanto que $i = (1, \dots, N)$ indexa a dimensão de corte transversal.

No contexto *pVAR* foram utilizados testes pré-estimação para especificar o modelo. O teste Levin-Lin-Chu (*LLC*) (LEVIN, LIN, *et al.*, 2002) de presença de raiz unitária para painéis balanceados foi empregado para checar a estacionariedade das variáveis e os testes de especificação por minimização do critério de informação de Schwarz (1978) (*MBIC*), Akaike (1969) (*MAIC*) e Hannan e Quinn (1979) (*MQIC*)⁸¹ foram utilizados para selecionar a ordem

⁷⁸ Essa formulação não leva em consideração, entretanto, os efeitos comerciais via exportações líquidas.

⁷⁹ Os desenvolvimentos aqui apresentados são apresentados mais detalhadamente por Abrigo e Love (2016).

⁸⁰ Supõe-se que $E[\mathbf{v}_t] = \mathbf{0}$, $E[\mathbf{v}_t\mathbf{v}_t'] = \boldsymbol{\Omega}$ e $E[\mathbf{v}_t\mathbf{v}_s'] = \mathbf{0} \forall s > t$.

⁸¹ Os critérios *MBIC*, *MAIC* e *MQIC* são adaptações propostas por Abrigo e Love (2016) e baseadas nos critérios de seleção de modelos e momentos (*MMS*) de Andrews e Lu (2001).

da defasagem do modelo, sendo que todos os testes realizados indicaram autorregressão em primeira ordem. A estabilidade do sistema também foi testada pós-estimação.⁸²

Como brevemente mencionado anteriormente, foca-se na análise gráfica das funções impulso-resposta em que o *profit share* é a variável-impulso e a acumulação e a utilização da capacidade produtiva são as variáveis-resposta. Adicionalmente busca-se evidências sobre o efeito da demanda sobre a acumulação, por meio da interpretação dos efeitos impulso-resposta da utilização sobre a acumulação. As funções impulso-resposta foram estimadas em dez estágios, com intervalo de confiança de 95%, pelo método de Monte Carlo com 2000 repetições.

3.2.2 Resultados e discussões

O objetivo da presente análise é investigar a relação entre a distribuição funcional da renda e o crescimento econômico. Para tanto, é necessário identificar os regimes de demanda (crescimento de curto prazo) e acumulação (crescimento de longo prazo). O modelo Bhaduri-Marglin empírico sugere que os regimes de demanda (doméstica e total) podem ser produzidos por meio da soma entre os efeitos distributivos sobre seus componentes individuais, o consumo, o investimento e as exportações líquidas, conforme as equações (3.2)-(3.4). Para realizar as regressões utilizou-se duas amostras de dados em painel. A amostra da economia média contém dados referentes a ambos países desenvolvidos e países em desenvolvimento. A amostra da economia em desenvolvimento média, por sua vez, incorpora apenas dados de nações em desenvolvimento. Essa distinção foi feita para analisar os efeitos respectivos separadamente. Além disso, as amostras foram divididas adicionalmente conforme a periodicidade dos dados, resultando em um painel com observações equivalentes a médias trienais (1995-2012) e três painéis bienais sobrepostos (1995-2006, 1998-2009 e 2001-2012). Esses painéis foram regredidos de acordo com as equações do modelo Bhaduri-Marglin empírico por meio do estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond. Além disso, para inferir algo sobre o regime de acumulação, utilizou-se regressão por *pVAR* com o painel trienal de 1995-2012 e interpretou-se graficamente os efeitos impulso-resposta distributivos. A presente subseção apresenta os resultados encontrados mediante essa análise. Primeiramente apresenta-se os resultados das regressões com estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond que se baseiam no modelo Bhaduri-Marglin empírico. O consumo é regredido sobre os salários e os lucros. Os coeficientes (elasticidades) significativos encontrados são então utilizados para calcular as propensões a consumir a partir dos salários e lucros. As propensões, por sua vez, são utilizadas para encontrar

⁸² Todos os testes são apresentados no Apêndice D.

o efeito distributivo sobre o consumo [cf. equação (3.2)]. Em seguida, reporta-se a regressão do investimento sobre o *profit share*, utilizado como *proxy* da distribuição funcional da renda, e sobre a utilização da capacidade produtiva, que representa o *proxy* da demanda [cf. equação (3.3)]. Os coeficientes da equação de investimento são utilizados para encontrar o efeito distributivo sobre o investimento, quando significativos. Nota-se também a inclusão de dois controles nessas regressões, *mob*, um indicador de mobilidade financeira, utilizado para capturar os efeitos dos mercados financeiros internacionais sobre o investimento e *inf*, a taxa de inflação, introduzida como indicador de estabilidade macroeconômica. Logo após, realiza-se o mesmo procedimento para a equação de exportações líquidas, que utiliza os mesmos regressores que a equação de investimento [cf. equação (3.4)]. Nesse caso, incluiu-se a taxa de utilização do principal parceiro comercial, u^{est} , como controle da demanda por importações e a taxa real de câmbio, *exc*, como controle das condições dos termos de troca. Por fim, dispôs-se dos efeitos distributivos individuais para calcular os regimes de demanda. A soma entre os efeitos sobre o consumo e o investimento é interpretada como o efeito distributivo sobre a demanda doméstica. Já a adição entre o efeito distributivo sobre as exportações e sobre a demanda doméstica fornece o efeito sobre a demanda total. Os resultados gráficos das funções impulso-resposta associadas às estimações *pVAR* do regime de acumulação e suas interpretações são expostos logo em seguida.

Os resultados produzidos por meio do estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond sugerem uma preponderância de regimes *wage-led* para ambas as amostras. Esses resultados podem ser atribuídos ao fato de que, enquanto que a equação de consumo produziu estimativas em sua maioria significativas, o mesmo não foi observado para o investimento. Entretanto, encontrou-se regimes *profit-led* por meio das regressões com amostra da economia média associadas ao período bienal entre 2001 e 2012. Essa constatação é devida à superioridade do efeito investimento sobre o efeito consumo observado nesse caso particular.⁸³ É interessante também observar que os regimes de demanda da economia em desenvolvimento média estimados no mesmo período são fracamente *wage-led*. Isso devido ao diferencial entre a propensão a consumir a partir dos salários e a propensão a consumir a partir dos lucros. Esses resultados sugerem uma possível tendência de aproximação dos regimes à configuração *profit-led* nesse período. Por fim, em relação às elasticidades da equação de exportações líquidas, encontrou-se significância do *profit share* em apenas uma instância, associada à economia média em 1995-

⁸³ Também se observou efeito distributivo positivo, defasado e significativo sobre o investimento na amostra da economia média associada ao período de 1998 e 2009, porém não forte o suficiente para predominar sobre o efeito do consumo.

2006. Observou-se, nesse caso, efeito distributivo negativo fraco do *profit share* sobre as exportações líquidas. Alternativamente, os resultados *pVAR* interpretados a partir dos efeitos impulso-resposta do *profit share* sobre a taxa de utilização e a taxa de acumulação sugerem que a economia média apresenta regime de demanda *profit-led* e acumulação *wage-led*. Curiosamente, esse resultado contraria a teoria apresentada no Capítulo 2, que prevê um regime de acumulação necessariamente *profit-led* associado a uma demanda *profit-led*. Os efeitos impulso-resposta distributivos referentes à economia em desenvolvimento média, por sua vez, não apresentaram significância. Enfim, os efeitos impulso-resposta da utilização sobre a acumulação da economia média e da economia em desenvolvimento média, ambos foram estimados positivos e significativos, apresentando comportamento semelhante.

Tabela 3-4 – Regressões *SGMM* de $\log C$ sobre $\log W$ e $\log \Pi$. Economia média, 6 períodos

Variável		1995-2012 ^a	1995-2006 ^b	1998-2009 ^b	2001-2012 ^b
		(1)	(2)	(3)	(4)
	$\log C_{t-1}$	0,996*** (0,105)	0,848*** (0,201)	0,872*** (0,116)	0,910*** (0,068)
	$\log W_t$	0,744*** (0,151)	0,596*** (0,171)	0,899*** (0,126)	0,603*** (0,104)
	$\log W_{t-1}$	-0,694*** (0,189)	-0,560*** (0,197)	-0,856*** (0,168)	-0,649*** (0,119)
	$\log \Pi_t$	0,346** (0,135)	0,354** (0,166)	0,074 (0,184)	0,252** (0,101)
	$\log \Pi_{t-1}$	-0,366*** (0,123)	-0,307* (0,166)	-0,020 (0,201)	-0,149** (0,075)
N° de observações		360	370	410	360
N° de países		72	74	82	72
N° de instrumentos		47	47	47	47
Teste de significância conjunta		4180,02 [0,000]	2940,80 [0,000]	6171,34 [0,000]	5140,84 [0,000]
Teste Arellano-Bond de ausência de autocorrelação	AR(1)	-1,979 [0,048]	-1,388 [0,165]	-2,686 [0,007]	-3,035 [0,002]
	AR(2)	0,684 [0,494]	-0,027 [0,979]	-1,741 [0,082]	-2,541 [0,011]
Teste Sargan-Hansen de validade das restrições		33,559 [0,675]	43,798 [0,239]	50,589 [0,083]	42,959 [0,267]

Notas: os erros padrões robustos correspondentes aos coeficientes estimados são apresentados entre parênteses. Os *p*-valores associados às estatísticas dos testes são apresentados entre colchetes. Incluiu-se, em todas as regressões, um termo constante e variáveis *dummies* temporais, omitidos na tabela. *, ** e *** denotam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

a – Períodos equivalem a médias trienais.

b – Períodos equivalem a médias bienais.

A Tabela 3-4 anterior exhibe os resultados encontrados por meio da regressão com estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond do consumo sobre os salários (W) e os lucros (Π) da economia média. A coluna (1) apresenta a regressão do painel associado a médias trienais (1995-2012) enquanto que as colunas (2), (3) e (4) estão associadas aos painéis sobrepostos com médias bienais (1995-2006, 1998-2009 e 2001-2012).⁸⁴ Verifica-se que todas as regressões em questão apresentam convergência, já que o coeficiente associado ao termo autorregressivo, $\log C_{t-1}$, é inferior à unidade. Observa-se também que a quantidade de países e, portanto, observações, varia conforme o painel e a respectiva disponibilidade dos dados. Em todas as colunas encontrou-se significância da elasticidade do consumo em relação aos salários. A elasticidade do consumo em relação aos lucros, por sua vez, apresentou significância mais fraca, e o coeficiente se registrou como nulo na coluna (3) associada ao período de 1998-2009. As regressões sugerem que a elasticidade-salários do consumo na economia média sofreu um aumento entre 1995-2006 e 1998-2009, partindo de 0,596 pontos percentuais (p.p) e alcançando 0,899 p.p, mas retornou ao patamar de 0,603 p.p em 2001-2012. Isso é refletido pelo fato de que a elasticidade de 0,744 p.p, associada ao período de 1995-2012 como um todo, se situa nesse intervalo. A elasticidade do consumo em relação aos lucros parece ter sofrido uma queda de 1995-2006 a 2001-2012 de 0,354 para 0,252 p.p. Para o período como um todo, a elasticidade-lucros, com um valor de 0,346 p.p, se aproximou de seu nível em 1995-2006. Os testes Arellano-Bond, entretanto, sugerem problemas de autocorrelação AR(2) nas regressões associadas às colunas (3) e (4), sendo o segundo caso mais sério. Além disso, o teste Sargan-Hansen indica a possibilidade de sobreidentificação em demasia em relação à coluna (3).

Os coeficientes estimados da equação de consumo para a economia em desenvolvimento média são expostos na Tabela 3-5. Se comparado às informações exibidas na tabela anterior, fica evidente que não somente se restringiu o número de países como também os instrumentos. A restrição da quantidade de instrumentos se mostrou necessária para evitar problemas de sobreidentificação. Percebe-se também que as regressões com amostras sobrepostas apresentaram convergência, mas o mesmo não foi observado na regressão da coluna (1). Apesar disso, as elasticidades de interesse apresentaram alguma significância. Há indícios de que a elasticidade-salários do consumo se manteve relativamente estável entre 1995-2001 e 1998-2008, crescendo levemente de 0,624 para 0,654 p.p. Esse valor, contudo, diminuiu na regressão de 2001-2012, atingindo a vizinhança de 0,389 p.p. Para o período inteiro, a elasticidade-salários equivaleu à 0,621 p.p, se aproximando aos valores de 1995-2001 e 1998-2008. A

⁸⁴ Esse mesmo padrão será repetido nas tabelas que se seguem.

elasticidade-lucros do consumo, por sua vez, diminuiu entre 1995-2001 e 1998-2008 de 0,380 a 0,241 p.p, mas se recuperou em 2001-2012, atingindo 0,336 p.p. O coeficiente encontrado na regressão associada ao intervalo como um todo, entretanto, superou os coeficientes nas regressões com amostras sobrepostas, registrando uma elasticidade-lucros de 0,408 p.p. Novamente, os testes de autocorrelação indicaram problemas com as regressões (3) e (4).

Tabela 3-5 – Regressões *SGMM* de $\log C$ sobre $\log W$ e $\log \Pi$. Economia em desenvolvimento média, 6 períodos

Variável	1995-2012 ^a	1995-2006 ^b	1998-2009 ^b	2001-2012 ^b
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log C_{t-1}$	1,066*** (0,091)	0,772*** (0,203)	0,861*** (0,113)	0,900*** (0,113)
$\log W_t$	0,621** (0,246)	0,624*** (0,191)	0,654*** (0,154)	0,389*** (0,098)
$\log W_{t-1}$	-0,629*** (0,231)	-0,497** (0,203)	-0,616*** (0,190)	-0,461*** (0,151)
$\log \Pi_t$	0,408* (0,208)	0,380* (0,207)	0,241*** (0,082)	0,336** (0,142)
$\log \Pi_{t-1}$	-0,442** (0,189)	-0,347** (0,153)	-0,186** (0,091)	-0,199 (0,127)
Nº de observações	205	215	250	195
Nº de países	41	43	50	39
Nº de instrumentos	35	35	35	35
Teste de significância conjunta	10456,68 [0,000]	3189,47 [0,000]	2572,57 [0,000]	6194,34 [0,000]
Teste Arellano-Bond de ausência de autocorrelação	AR(1)	-1,862 [0,063]	-1,394 [0,163]	-2,066 [0,039]
	AR(2)	1,046 [0,296]	0,795 [0,427]	-1,851 [0,064]
Teste Sargan-Hansen de validade das restrições	21,035 [0,740]	24,055 [0,573]	25,238 [0,506]	22,837 [0,642]

Notas: os erros padrões robustos correspondentes aos coeficientes estimados são apresentados entre parênteses. Os *p*-valores associados às estatísticas dos testes são apresentados entre colchetes. Incluiu-se, em todas as regressões, um termo constante e variáveis *dummies* temporais, omitidos na tabela. *, ** e *** denotam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

a – Períodos equivalem a médias trienais.

b – Períodos equivalem a médias bienais.

Comparando os resultados expostos nas duas tabelas anteriores e resumidos na Tabela 3-6 abaixo, observa-se que há indícios de que a elasticidade-salários do consumo (e consequentemente a propensão a consumir a partir dos salários) da economia média é consistentemente superior à da economia em desenvolvimento média. Isso significa que a

resposta do consumo a uma variação nos salários é percebida mais fortemente na economia média do que na economia em desenvolvimento média. Em contrapartida, as elasticidades-lucros (e, logo, a propensão a poupar a partir dos lucros) da economia em desenvolvimento média superaram levemente as da economia média. Por conseguinte, devido ao papel fundamental dos salários, os efeitos distributivos sobre o consumo observados na economia média, em linhas generalizadas, se mostram superiores aos efeitos da economia desenvolvida média. Além disso, os movimentos das elasticidades em ambas as tabelas parecem apresentar alguma consistência em seu sentido (aumento inicial da elasticidade-salários seguida por queda, além de uma redução na elasticidade-lucros entre 1998-2001 e 2001-2012).

Tabela 3-6 – Efeito parcial do *profit share* sobre o consumo

Painel	$\varepsilon_{C,W}$	$\varepsilon_{C,\Pi}$	C/W	C/Π	$\frac{\partial C}{\partial W}$	$\frac{\partial C}{\partial \Pi}$	$\frac{\partial C/\partial h}{Y}$	Nº de países
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Economia média								
1995-2012 ^a	0,744	0,346	1,012	1,278	0,753	0,442	-0,311	72
1995-2006 ^b	0,596	0,354	1,015	1,349	0,605	0,478	-0,127	74
1998-2009 ^b	0,899	–	1,028	1,267	0,924	–	-0,924	82
2001-2012 ^b	0,603	0,252	1,017	1,231	0,613	0,310	-0,303	72
Economia em desenvolvimento média								
1995-2012 ^a	0,621	0,408	1,006	1,099	0,625	0,448	-0,176	41
1995-2006 ^b	0,624	0,380	1,021	1,202	0,637	0,457	-0,180	43
1998-2009 ^b	0,654	0,241	1,039	1,104	0,680	0,266	-0,413	50
2001-2012 ^b	0,389	0,336	1,005	1,045	0,391	0,351	-0,040	39

Notas: As colunas (1) e (2) apresentam as elasticidades estimadas por meio de regressão econométrica. A coluna (3) apresenta o termo C/W , calculado utilizando as médias aritméticas das séries. O mesmo raciocínio se aplica à coluna (4), que apresenta o termo C/Π . Multiplicando as colunas (1) e (3), e (2) e (4), são encontradas as propensões a consumir a partir dos salários e dos lucros, respectivamente, expostas nas colunas (5) e (6). Por fim, a coluna (7) é calculada como a diferença entre as colunas (6) e (5). Esse resultado representa a estimativa do efeito distributivo sobre o consumo. O símbolo “–” é utilizado para destacar os valores nulos baseados em coeficientes não significativos.

a – Períodos equivalem a médias trienais.

b – Períodos equivalem a médias bienais.

As elasticidades significativas do consumo em relação aos salários e aos lucros são reproduzidas na Tabela 3-6, nas colunas (1) e (2). Multiplicando-as pelos termos multiplicativos exibidos nas colunas (3) e (4), encontra-se as propensões a consumir a partir dos salários e dos lucros, expostas nas colunas (5) e (6). Por fim, as diferenças entre as propensões a consumir a partir dos lucros e as propensões a consumir a partir dos salários são interpretadas como os

efeitos distributivos no consumo, exibidos na coluna (7). Em todos os períodos, observou-se que a propensão associada aos salários superou a propensão correspondente aos lucros, o que é consistente com a hipótese (3.5) do modelo Bhaduri-Marglin empírico. Além disso, as regressões sugerem que a propensão a consumir a partir dos salários flutua entre 0,6 e 0,7 p.p enquanto que a propensão a consumir a partir dos lucros gira em torno de 0,4 e 0,5 p.p, salvo as exceções nos resultados das regressões associadas a 1998-2009 e 2001-2012, onde se verificou também a presença de autocorrelação. Por fim, observa-se que todos os efeitos distributivos sobre o consumo estimados se mostram negativos, conforme a hipótese (3.6) de que uma redistribuição em favor dos lucros é adversa ao consumo. Os resultados sugerem que o efeito distributivo no consumo se situa entre -0,1% e -0,3% do produto. Novamente, alguns dos resultados associados às regressões problemáticas de 1998-2009 e 2001-2012 não se encaixam nesse intervalo. De particular interesse é o fraco efeito distributivo sobre o consumo detectado no período de 2001-2012 relativo à economia em desenvolvimento média. Observa-se que esse resultado está associado a um diferencial pequeno entre as propensões a poupar a partir dos lucros e dos salários, como exposto pelas colunas (5), (6) e (7).

Em seguida, apresenta-se os coeficientes estimados da equação de investimento. A Tabela 3-7 expõe os resultados associados à economia média, com convergência observada em todas as regressões. Observa-se também que a quantidade de países caiu significativamente se comparada às regressões do consumo, devido sobretudo à disponibilidade do índice Chinn-Ito. Somente encontrou-se significância da elasticidade-*profit share* do investimento nas colunas (3) e (4), associadas aos períodos 1998-2009 e 2001-2012. Em ambos os casos, as elasticidades foram positivas, sendo que no primeiro, o coeficiente encontrado é associado à primeira defasagem do regressor. A elasticidade-*profit share* se mostrou equivalente a 0,473 p.p no período de 1998-2009 e a 1,020 p.p no período de 2001-2012. A elasticidade-utilização do investimento, por sua vez, apresentou coeficientes positivos e altamente significativos em todas as regressões, ou seja, há evidências de que níveis elevados de demanda atuam como importante estímulo para a realização de novos investimentos no conjunto de países analisados. Além disso, a elasticidade-utilização também parece apresentar um padrão de crescimento, partindo de 0,806 p.p em 1995-2006, atingindo 1,183 p.p em 1998-2009 e alcançando 1,418 p.p em 2001-2012. Para o período como um todo, registrou-se o valor de 1,073 p.p para a elasticidade-utilização. O indicador Chinn Ito (*mob*), introduzido como controle da mobilidade financeira, apresentou coeficiente significativo e positivo na regressão de 1998-2009, o que sugere que a mobilidade de capitais estimula o investimento em 0,140 p.p. A taxa de inflação (*inf*), utilizada para controlar o nível de estabilidade macroeconômica, se mostrou significativa e positiva nas

regressões de 1995-2012 e 2001-2012, ambos indicando que o aumento em um ponto percentual da inflação eleva o investimento em aproximadamente 0,24 p.p. Por fim, o teste Arellano-Bond revela indícios de autocorrelação na regressão de 1995-2012. O teste Sargan-Hansen, por sua vez, acusa possíveis problemas na regressão de 1995-2006.

Tabela 3-7 – Regressões *SGMM* de $\log I$ sobre $\log h$ e $\log u$. Economia média, 6 períodos

Variável	1995-2012 ^a	1995-2006 ^b	1998-2009 ^b	2001-2012 ^b
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log I_{t-1}$	0,880*** (0,048)	0,914*** (0,037)	0,922*** (0,031)	0,816*** (0,099)
$\log h_t$	0,482 (0,335)	-0,096 (0,332)	-0,100 (0,261)	1,020* (0,612)
$\log h_{t-1}$	0,046 (0,247)	0,265 (0,314)	0,473* (0,257)	-0,634 (0,663)
$\log u_t$	1,073*** (0,144)	0,806*** (0,241)	1,183*** (0,127)	1,418*** (0,325)
$\log u_{t-1}$	-0,734*** (0,155)	-0,590** (0,253)	-0,954*** (0,134)	-0,863*** (0,221)
$\log mob_t$	0,078 (0,076)	0,045 (0,090)	0,140** (0,056)	0,095 (0,167)
$\log mob_{t-1}$	-0,065 (0,079)	-0,036 (0,090)	-0,121*** (0,029)	-0,140 (0,138)
$\log inf_t$	0,243*** (0,082)	-0,101 (0,141)	0,033 (0,059)	0,242** (0,097)
$\log inf_{t-1}$	0,001 (0,086)	0,012 (0,066)	0,017 (0,065)	-0,008 (0,080)
Nº de observações	305	320	355	315
Nº de países	61	64	71	63
Nº de instrumentos	51	51	51	51
Teste de significância conjunta	1261,84 [0,000]	1443,68 [0,000]	1934,23 [0,000]	354,12 [0,000]
Teste Arellano-Bond de ausência de autocorrelação	AR(1)	-3,121 [0,002]	-3,155 [0,002]	-2,284 [0,022]
	AR(2)	-1,866 [0,062]	0,728 [0,466]	-1,037 [0,300]
Teste Sargan-Hansen de validade das restrições	40,510 [0,360]	52,740 [0,056]	34,778 [0,619]	43,418 [0,252]

Notas: os erros padrões robustos correspondentes aos coeficientes estimados são apresentados entre parênteses. Os *p*-valores associados às estatísticas dos testes são apresentados entre colchetes. Incluiu-se, em todas as regressões, um termo constante e variáveis *dummies* temporais, omitidos na tabela. *, ** e *** denotam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

a – Períodos equivalem a médias trienais.

b – Períodos equivalem a médias bienais.

Tabela 3-8 – Regressões *SGMM* de $\log I$ sobre $\log h$ e $\log u$. Economia em desenvolvimento média, 6 períodos

Variável		1995-2012 ^a	1995-2006 ^b	1998-2009 ^b	2001-2012 ^b
		(1)	(2)	(3)	(4)
$\log I_{t-1}$		0,976*** (0,024)	0,933*** (0,054)	0,970*** (0,085)	0,909*** (0,121)
$\log h_t$		0,843 (0,854)	0,213 (0,542)	0,410 (0,574)	0,305 (1,301)
$\log h_{t-1}$		0,017 (0,453)	-0,817 (0,556)	-0,029 (0,357)	0,395 (1,662)
$\log u_t$		0,605 (0,439)	0,463 (0,413)	0,681 (0,739)	1,316** (0,641)
$\log u_{t-1}$		-1,271*** (0,277)	-0,601 (0,574)	-1,224*** (0,251)	-0,931 (0,781)
$\log mob_t$		0,012 (0,100)	0,308** (0,136)	0,301* (0,153)	0,210 (0,422)
$\log mob_{t-1}$		-0,065 (0,175)	-0,023 (0,058)	-0,113 (0,086)	-0,239 (0,525)
$\log inf_t$		0,355* (0,214)	-0,130 (0,266)	-0,087 (0,222)	0,080 (0,276)
$\log inf_{t-1}$		-0,373** (0,170)	-0,143 (0,136)	-0,130 (0,194)	-0,072 (0,106)
N° de observações		175	190	220	175
N° de países		35	38	44	35
N° de instrumentos		30	30	30	30
Teste de significância conjunta		5127,43 [0,000]	639,13 [0,000]	1256,17 [0,000]	6083,06 [0,000]
Teste Arellano-Bond de ausência de autocorrelação	AR(1)	-1,976 [0,048]	-2,463 [0,014]	-1,497 [0,134]	-2,576 [0,010]
	AR(2)	-1,866 [0,062]	1,281 [0,200]	-1,458 [0,145]	-1,360 [0,174]
Teste Sargan-Hansen de validade das restrições		15,933 [0,529]	17,376 [0,429]	10,028 [0,902]	14,777 [0,612]

Notas: os erros padrões robustos correspondentes aos coeficientes estimados são apresentados entre parênteses. Os *p*-valores associados às estatísticas dos testes são apresentados entre colchetes. Incluiu-se, em todas as regressões, um termo constante e variáveis *dummies* temporais, omitidos na tabela. *, ** e *** denotam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

a – Períodos equivalem a médias trienais.

b – Períodos equivalem a médias bienais.

As regressões do investimento em relação ao *profit share* e a utilização da capacidade produtiva no caso da economia em desenvolvimento média são expostas acima na Tabela 3-8. Nesse caso, não foi possível encontrar coeficientes significativos com respeito ao *profit share*. Curiosamente, a elasticidade do investimento em relação à utilização da capacidade produtiva, que se mostrou altamente significativa nas regressões anteriores com países desenvolvidos

inclusos, aqui se mostrou significativa apenas na regressão de 2001-2012, apresentando valor de 1,316 p.p. Também curioso é o fato de que, nas regressões associadas ao período inteiro de 1995-2012 e ao período de 1998-2009, a elasticidade do investimento em relação à utilização apresentou sinal negativo (interpretou-se os coeficientes das primeiras defasagens das variáveis). Em relação aos controles, há evidências de que ambos exercem efeito estimulante sobre o investimento da economia em desenvolvimento média. O índice Chinn-Ito mostrou coeficientes significativos e positivos nas regressões sobrepostas de 1995-2006 e 1998-2009, ambos equivalentes a aproximadamente 0,30 p.p, enquanto que a taxa de inflação exibiu coeficiente positivo e significativo na regressão do período completo, com elasticidade de 0,355 p.p. Finalmente, o teste Arellano-Bond sugere a possível presença de autocorrelação na regressão de 1995-2012.

Tabela 3-9 – Efeito parcial do *profit share* sobre o investimento

Painel	$\varepsilon_{I,h}$	I/Π	$\frac{\partial I/\partial h}{Y}$	Nº de países
	(1)	(2)	(3)	
Economia média				
1995-2012 ^a	–	0,619	–	61
1995-2006 ^b	–	0,571	–	64
1998-2009 ^b	0,473 ^c	0,574	0,272	71
2001-2012 ^b	1,020	0,632	0,645	63
Economia em desenvolvimento média				
1995-2012 ^a	–	0,622	–	35
1995-2006 ^b	–	0,556	–	38
1998-2009 ^b	–	0,565	–	44
2001-2012 ^b	–	0,644	–	35

Notas: A coluna (1) apresenta as elasticidades estimadas por meio de regressão econométrica. A coluna (2) apresenta o termo I/Π , calculado utilizando as médias aritméticas das séries. A coluna (3) é o produto entre as colunas (1) e (2) e representa a estimativa do efeito distributivo sobre o investimento. O símbolo “–” é utilizado para destacar os valores nulos baseados em coeficientes não significativos.

a – Períodos equivalem a médias trienais.

b – Períodos equivalem a médias bienais.

c – Utilizou-se a elasticidade associada à primeira defasagem do *profit share*.

A Tabela 3-9 acima reproduz as elasticidades significativas do investimento em relação ao *profit share* na coluna (1). Combinando as elasticidades e os termos multiplicativos da coluna (2), produz-se os efeitos distributivos sobre o investimento, que são expostos na coluna (3). Observa-se que apenas nas regressões de 1998-2009 e 2001-2012, com a amostra conjunta

de países desenvolvidos e países em desenvolvimento, obteve-se coeficientes significativos e, portanto, efeitos distributivos sobre o investimento. Além disso, o efeito estimado em 2001-2012 superou o efeito associado a 1998-2009, sendo o primeiro equivalente a 0,645% do produto e o segundo a 0,272%. Esses resultados, apesar de escassos, corroboram a hipótese (3.7) do modelo Bhaduri-Marglin, que prevê uma resposta positiva do investimento a uma redistribuição em favor dos lucros.

As informações apresentadas até aqui são suficientes para estimar os regimes de demanda doméstica. Todavia, ainda resta investigar a relação entre a distribuição funcional da renda e as exportações líquidas. A Tabela 3-10 expõe esses resultados em relação à economia média. Primeiramente, observa-se que a regressão associada ao período 2001-2012 não apresentou convergência. Ademais, o *profit share* apenas apresentou coeficiente significativo em relação ao período 1995-2006, apresentado na coluna (2) e com elasticidade equivalente a 0,782 p.p. A utilização da capacidade produtiva doméstica, incluída como *proxy* da demanda por importações de bens e serviços estrangeiros, mostrou significância nas regressões com períodos sobrepostos, 1995-2006, 1998-2009 e 2001-2012, associados às colunas (2), (3) e (4) e equivalentes a 0,285, 0,438 e 0,865 p.p, respectivamente. Observa-se uma aparente tendência de crescimento na evolução desse coeficiente. Curiosamente, todas as elasticidades se mostram positivas, o que sugere um efeito estimulante da demanda por importações sobre as exportações líquidas, contrariando a expectativa de que esse efeito seria atenuante. A utilização do principal parceiro comercial (u^{est}), introduzida como controle para a demanda por exportações domésticas, foi significativamente estimada com valor de 0,542 p.p na regressão de 1995-2012, apresentada na coluna (1). Coeficientes significativos para as primeiras defasagens também foram estimados nas regressões associadas aos períodos de 1998-2009 e 2001-2012, com elasticidades equivalentes a 0,451 e 0,561 p.p. Esses resultados sugerem, como esperado, que a demanda por exportações domésticas é um fator estimulante às exportações líquidas. A taxa real de câmbio (*exc*) cotada indiretamente e incluída para controlar as condições dos termos de troca exibiu significância estatística apenas na regressão da coluna (4) relativa ao período de 2001-2012. O resultado estimado para a elasticidade-câmbio, equivalente a 0,907 p.p, também é curioso, pois indica que a deterioração dos termos de troca do ponto de vista doméstico estimula as exportações líquidas. Por último, observa-se que os testes Arellano-Bond e Sargan-Hansen apresentaram resultados adequados, com exceção da regressão de 2001-2012 da coluna (4), para a qual se encontrou um caso sério de autocorrelação.

Tabela 3-10 – Regressões *SGMM* de $\log NX$ sobre $\log h$ e $\log u$. Economia média, 6 períodos

Variável	1995-2012 ^a	1995-2006 ^b	1998-2009 ^b	2001-2012 ^b
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log NX_{t-1}$	0,924*** (0,070)	0,864*** (0,077)	0,846*** (0,066)	1,023*** (0,054)
$\log h_t$	0,485 (0,363)	0,782* (0,450)	0,227 (0,212)	0,203 (0,578)
$\log h_{t-1}$	0,036 (0,377)	-0,679 (0,475)	0,255 (0,220)	-0,390 (0,568)
$\log u_t$	0,186 (0,284)	0,285* (0,159)	0,438*** (0,161)	0,865*** (0,316)
$\log u_{t-1}$	-0,143 (0,201)	-0,234* (0,132)	-0,386*** (0,118)	-0,603*** (0,220)
$\log u_t^{est}$	0,542** (0,261)	0,137 (0,202)	0,110 (0,178)	-0,159 (0,353)
$\log u_{t-1}^{est}$	-0,026 (0,161)	0,178 (0,217)	0,451*** (0,156)	0,561*** (0,186)
$\log exc_t$	-0,128 (0,091)	0,105 (0,103)	-0,112 (0,099)	0,907*** (0,316)
$\log exc_{t-1}$	0,032 (0,075)	-0,037 (0,099)	0,081 (0,086)	-0,906*** (0,317)
Nº de observações	340	350	395	355
Nº de países	68	70	79	71
Nº de instrumentos	51	51	51	51
Teste de significância conjunta	1087,46 [0,000]	388,17 [0,000]	356,56 [0,000]	968,74 [0,000]
Teste Arellano-Bond de ausência de autocorrelação	AR(1)	-2,743 [0,006]	-2,637 [0,008]	-3,977 [0,000]
	AR(2)	-1,302 [0,193]	-0,875 [0,382]	-2,711 [0,007]
Teste Sargan-Hansen de validade das restrições	40,510 [0,360]	46,571 [0,160]	40,993 [0,341]	43,650 [0,244]

Notas: os erros padrões robustos correspondentes aos coeficientes estimados são apresentados entre parênteses. Os p -valores associados às estatísticas dos testes são apresentados entre colchetes. Incluiu-se, em todas as regressões, um termo constante e variáveis *dummies* temporais, omitidos na tabela. *, ** e *** denotam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

a – Períodos equivalem a médias trienais.

b – Períodos equivalem a médias bienais.

Tabela 3-11 – Regressões *SGMM* de $\log NX$ sobre $\log h$ e $\log u$. Economia em desenvolvimento média, 6 períodos

Variável	1995-2012 ^a	1995-2006 ^b	1998-2009 ^b	2001-2012 ^b
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log NX_{t-1}$	1,031*** (0,083)	0,958*** (0,065)	0,827*** (0,099)	1,128*** (0,126)
$\log h_t$	-0,021 (0,589)	0,462 (0,688)	0,078 (0,317)	0,001 (1,822)
$\log h_{t-1}$	-0,133 (0,477)	-0,223 (0,747)	0,132 (0,262)	-0,482 (2,032)
$\log u_t$	-0,020 (0,458)	0,819** (0,382)	0,237 (0,339)	1,553*** (0,537)
$\log u_{t-1}$	-0,519 (0,579)	-0,538** (0,250)	-0,293 (0,359)	-1,972*** (0,579)
$\log u_t^{est}$	1,050 (0,472)	0,211 (0,295)	0,383** (0,159)	0,004 (0,408)
$\log u_{t-1}^{est}$	0,248** (0,229)	0,146 (0,276)	0,370** (0,157)	0,956* (0,547)
$\log exc_t$	-0,023 (0,217)	-0,108 (0,161)	-0,206*** (0,072)	1,199** (0,578)
$\log exc_{t-1}$	-0,046 (0,209)	0,118 (0,147)	0,162** (0,077)	-1,222** (0,583)
Nº de observações	185	205	235	190
Nº de países	37	41	47	38
Nº de instrumentos	30	30	30	30
Teste de significância conjunta	5101,85 [0,000]	1090,45 [0,000]	326,80 [0,000]	651,23 [0,000]
Teste Arellano-Bond de ausência de autocorrelação	AR(1)	-2,353 [0,019]	-1,922 [0,055]	-3,181 [0,002]
	AR(2)	-1,091 [0,275]	-1,155 [0,248]	0,677 [0,499]
Teste Sargan-Hansen de validade das restrições	18,635 [0,350]	31,156 [0,776]	15,348 [0,570]	8,708 [0,949]

Notas: os erros padrões robustos correspondentes aos coeficientes estimados são apresentados entre parênteses. Os *p*-valores associados às estatísticas dos testes são apresentados entre colchetes. Incluiu-se, em todas as regressões, um termo constante e variáveis *dummies* temporais, omitidos na tabela. *, ** e *** denotam a significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

a – períodos equivalem a médias trienais.

b – períodos equivalem a médias bienais.

Os resultados encontrados nas regressões das exportações líquidas da economia em desenvolvimento média são exibidos na Tabela 3-11 acima. Aqui, as regressões da coluna (1) e (4), associadas ao período completo 1995-2012 e ao último período sobreposto, 2001-2012, respectivamente, não apresentaram convergência. Ademais, nenhum coeficiente associado ao *profit share* apresentou significância. A utilização da capacidade produtiva doméstica, em

contrapartida, se mostrou significativa nas regressões das colunas (2) e (4), associadas aos períodos 1995-2006 e 2001-2012, e com valores respectivos de 0,819 e 1,553 p.p. Esses resultados concordam com as estimativas da economia média apresentadas anteriormente, indicando um efeito estimulante da demanda por importações sobre as exportações líquidas. A utilização da capacidade produtiva estrangeira apresentou elasticidade significativa na regressão (3), com coeficiente equivalente a 0,383 p.p. As versões defasadas dessa variável também apresentaram significância na regressão associada ao período completo, 1995-2012 e na regressão de 2001-2012, ambas com respectivos valores positivos de 0,248 e 0,956 p.p. Esses resultados sugerem, novamente, que há um efeito estimulante da demanda por exportações sobre as exportações líquidas. Finalmente, a taxa de câmbio apresenta significância nas duas últimas regressões sobrepostas de 1998-2009 e 2001-2012, associadas às colunas (3) e (4). Aqui os resultados se contradizem. Em 1998-2009 a elasticidade-câmbio estimada equivale a -0,206 p.p indicando um efeito atenuante do câmbio sobre as exportações líquidas. A regressão associada ao período de 2001-2012, entretanto, produziu coeficiente igual a 1,199 p.p, o que sugere um efeito estimulante do câmbio. Ambos testes Arellano-Bond e Sargan-Hansen não acusaram problemas de autocorrelação e de restrições demasiado sobreidentificantes.

Tabela 3-12 – Efeito parcial do *profit share* sobre as exportações líquidas

Painel	$\varepsilon_{NX,h}$	NX/Π	$\frac{\partial NX/\partial h}{Y}$	Nº de países
	(1)	(2)	(3)	
Economia média				
1995-2012 ^a	–	-0,008	–	68
1995-2006 ^b	0,782	-0,005	-0,004	70
1998-2009 ^b	–	-0,002	–	79
2001-2012 ^b	–	-0,016	–	71
Economia em desenvolvimento média				
1995-2012 ^a	–	0,023	–	37
1995-2006 ^b	–	0,023	–	41
1998-2009 ^b	–	0,027	–	47
2001-2012 ^b	–	0,016	–	38

Notas: A coluna (1) apresenta as elasticidades estimadas por meio de regressão econométrica. A coluna (2) apresenta o termo NX/Π , calculado utilizando as médias aritméticas das séries. A coluna (3) é o produto entre as colunas (1) e (2) e representa a estimativa do efeito distributivo sobre as exportações líquidas. O símbolo “–” é utilizado para destacar os valores nulos baseados em coeficientes não significativos.

a – Períodos equivalem a médias trienais.

b – Períodos equivalem a médias bienais.

Como foi realizado anteriormente para o consumo e o investimento, as elasticidades-*profit share* referentes às exportações líquidas significativamente estimadas são expostas na Tabela 3-12 anterior e são utilizadas para calcular os efeitos distributivos do componente comercial da demanda. Como pode ser observado, o único coeficiente significativo estimado está associado à regressão de 1995-2006 com a amostra conjunta de países desenvolvidos e países em desenvolvimento. O efeito negativo estimado, entretanto, é bem fraco, sendo equivalente à -0,004% do produto.

Os resultados encontrados previamente por meio das regressões são reexpostos adiante na Tabela 3-13 e a estratégia de adicionar os efeitos, descrita pela equação (3.1) do modelo Bhaduri-Marglin empírico é empregada para calcular os efeitos distributivos sobre as demandas doméstica e total. Os efeitos do consumo e do investimento são expostos nas colunas (1) e (2), respectivamente, e a soma entre eles produz o efeito sobre a demanda doméstica, exibido na coluna (3). Os efeitos distributivos sobre as exportações líquidas são listados na coluna (4). Ao adicionar os efeitos domésticos da coluna (3) ao componente comercial da coluna (4), encontra-se o efeito distributivo sobre a demanda total apresentado na coluna (5). Verifica-se que apenas nas regressões correspondentes aos períodos de 1998-2009 e 2001-2012 referentes à economia média foi possível identificar um efeito distributivo sobre o investimento. Logo, apenas para esses painéis particulares os efeitos distributivos sobre a demanda doméstica foram distintos dos efeitos do consumo. Ainda assim, o resultado associado à regressão de 1998-2009 com amostra completa de países exibiu demanda doméstica *wage-led*, com variação de -0,652% do produto como resposta a uma variação de um ponto percentual positivo no *profit share*. Em contrapartida, a regressão de 2001-2012 indica um regime de demanda doméstica *profit-led* da economia média, com resposta de 0,342% do produto em relação a um deslocamento positivo de um ponto percentual no *profit share*. Outro resultado interessante consiste no efeito distributivo sobre a demanda doméstica associado à regressão de 2001-2012 da economia em desenvolvimento média. Nesse caso observou-se regime fracamente *wage-led*, com efeito equivalente a -0,040% do produto. Em todas as outras regressões observadas, os efeitos distributivos sobre a demanda doméstica se mostraram *wage-led*, com valores girando em torno de -0,1% a -0,4% do produto como resposta a uma variação positiva de um ponto percentual no *profit share*. O fato de que os regimes de demanda associados ao período mais recente de 2001-2012 se mostram *profit-led* no caso da economia média e fracamente *wage-led* no caso da economia em desenvolvimento média poderia ser interpretado como um potencial indício de que há uma tendência recente de aproximação à configuração *profit-led*. Todavia, a economia média se mostrou *profit-led* devido ao efeito distributivo positivo do *profit share* sobre o

investimento, enquanto que o regime fracamente *wage-led* da economia em desenvolvimento média está associado ao diferencial pequeno entre as propensões a consumir a partir dos salários e lucros, ou seja, não há nenhuma associação evidente entre esses movimentos. Por fim, a inclusão dos efeitos sobre as exportações líquidas se mostra irrisória, já que apenas na regressão de 1995-2006 com todos os países encontrou-se efeito negativo e significativo, mas demasiadamente fraco para afetar de forma significativa o regime de demanda. Portanto, os resultados indicam uma preponderância de regimes de demanda *wage-led*, domésticos e totais. Observa-se a exceção no período de 2001-2012, em que a economia média apresentou demanda doméstica e total *profit-led*.

Tabela 3-13 – Regimes de demanda

Painel	$\frac{\partial C/Y}{\partial h}$	$\frac{\partial I/Y}{\partial h}$	$\frac{\partial C/Y}{\partial h} + \frac{\partial I/Y}{\partial h}$	$\frac{\partial NX/Y}{\partial h}$	$\frac{\partial Y/Y}{\partial h}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Economia média					
1995-2012 ^a	-0,311	—	-0,311	—	-0,311
1995-2006 ^b	-0,127	—	-0,127	-0,004	-0,131
1998-2009 ^b	-0,924	0,272	-0,652	—	-0,652
2001-2012 ^b	-0,303	0,645	0,342	—	0,342
Economia em desenvolvimento média					
1995-2012 ^a	-0,176	—	-0,176	—	-0,176
1995-2006 ^b	-0,180	—	-0,180	—	-0,180
1998-2009 ^b	-0,413	—	-0,413	—	-0,413
2001-2012 ^b	-0,040	—	-0,040	—	-0,040

Notas: As colunas (1) e (2) apresentam os efeitos parciais do *profit share* sobre os percentuais do consumo e do investimento na demanda, respectivamente. A coluna (3) equivale à soma entre as colunas (1) e (2) e representa o efeito parcial do *profit share* sobre a demanda doméstica. A coluna (4) apresenta o efeito parcial do *profit share* sobre o percentual de exportações líquidas na demanda. Por fim, a coluna (5) equivale à adição entre as colunas (3) e (4) e representa o efeito parcial do *profit share* sobre a demanda total. O símbolo “—” é utilizado para destacar os valores nulos baseados em coeficientes não significativos.

a – Períodos equivalem a médias trienais.

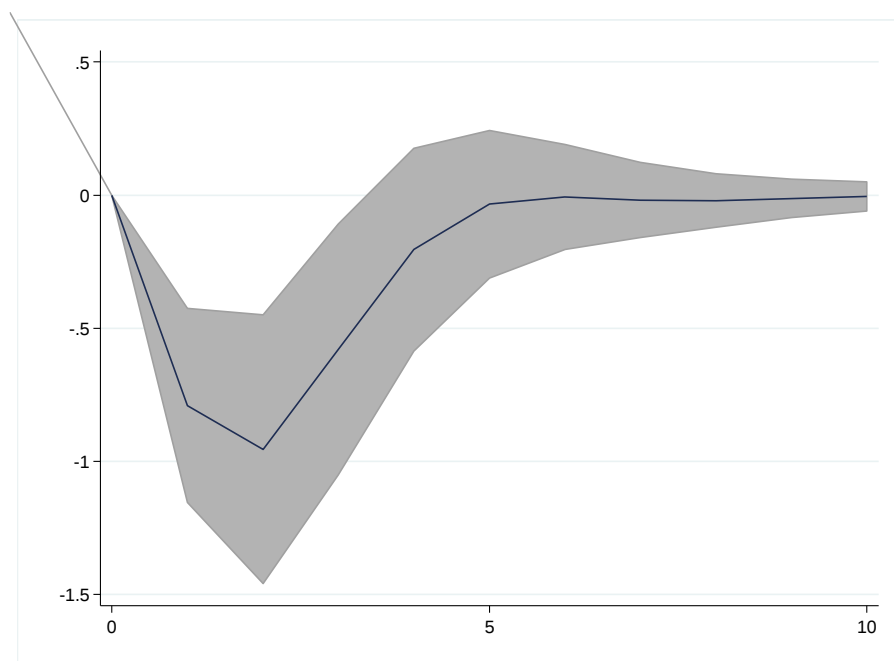
b – Períodos equivalem a médias bienais.

Dando continuidade à análise, a seguir utiliza-se a abordagem *pVAR* para investigar a relação entre a distribuição funcional da renda, a demanda e a acumulação de capital. Aqui, utiliza-se o *profit share* como *proxy* da distribuição e a utilização da capacidade produtiva como *proxy* da demanda. Os resultados gráficos dos efeitos impulso-resposta distributivos são apresentados e interpretados, primeiramente para a amostra completa de países e, em seguida,

com a amostra restrita a economias em desenvolvimento. Ademais, interpreta-se também os efeitos impulso-resposta da demanda sobre a acumulação. Os testes de presença de raiz unitária, de especificação das defasagens e de estabilidade do sistema estimado são todos apresentados no Apêndice D.

A Figura 3-1 abaixo expõe a função impulso-resposta referente ao conjunto completo de países e ao período de 1995-2012 com médias trienais, sendo o *profit share* a variável-impulso e a acumulação a variável-resposta. O gráfico sugere que uma inovação de um ponto percentual no *profit share* reduz a taxa de acumulação em torno de 0,5 a 1,5 p.p. Inicialmente, essa queda se mostra mais acentuada. A partir do segundo ou terceiro período, entretanto, o efeito tende a se dissipar e desaparece aproximadamente no quinto período pós inovação. Esse resultado sugere que a acumulação apresenta uma resposta temporariamente negativa em relação a uma inovação no *profit share* e, assim, parece indicar que o regime de acumulação é *wage-led* com respeito à economia média.

Figura 3-1 – Resposta de $\log a$ a um choque em $\log h$: 72 países desenvolvidos e países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)

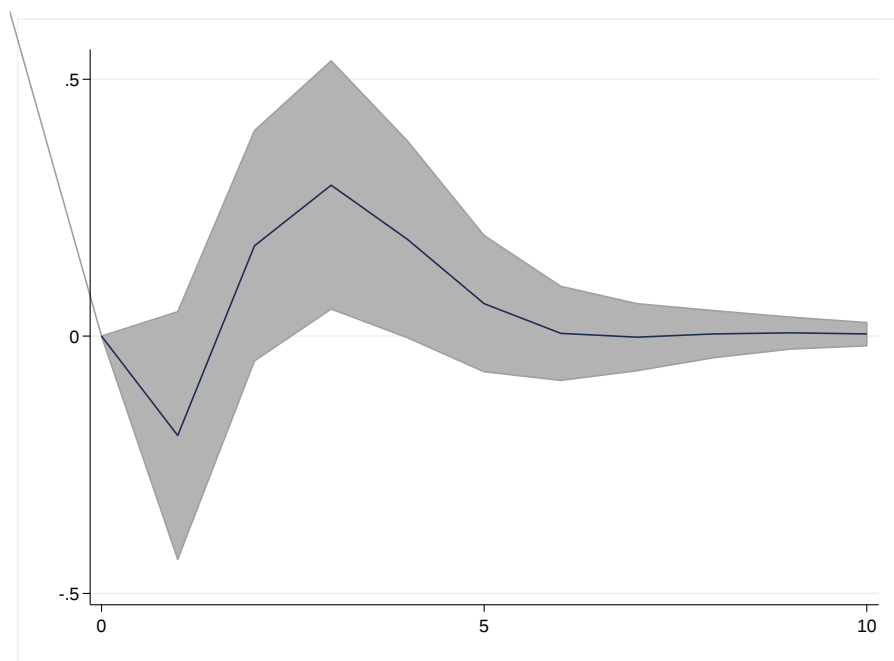


Nota: Área cinzenta representa o intervalo de confiança de 95%.

O efeito impulso-resposta distributivo sobre a utilização da capacidade produtiva, durante o período de 1995-2012 e referente à economia média é exibido a seguir na Figura 3-2. Observa-se que uma inovação no *profit share* inicialmente parece produzir efeito nulo ou negativo sobre a utilização. Após o primeiro ou segundo período, entretanto, o efeito se torna positivo, atingindo seu pico próximo ao terceiro período. A partir disso, observa-se que o efeito tende a

desaparecer, retornando ao estado de equilíbrio no quinto ou sexto período após o impulso distributivo. O gráfico sugere, portanto, que a demanda se torna *profit-led* a partir de aproximadamente o segundo período após a inovação no *profit share*.

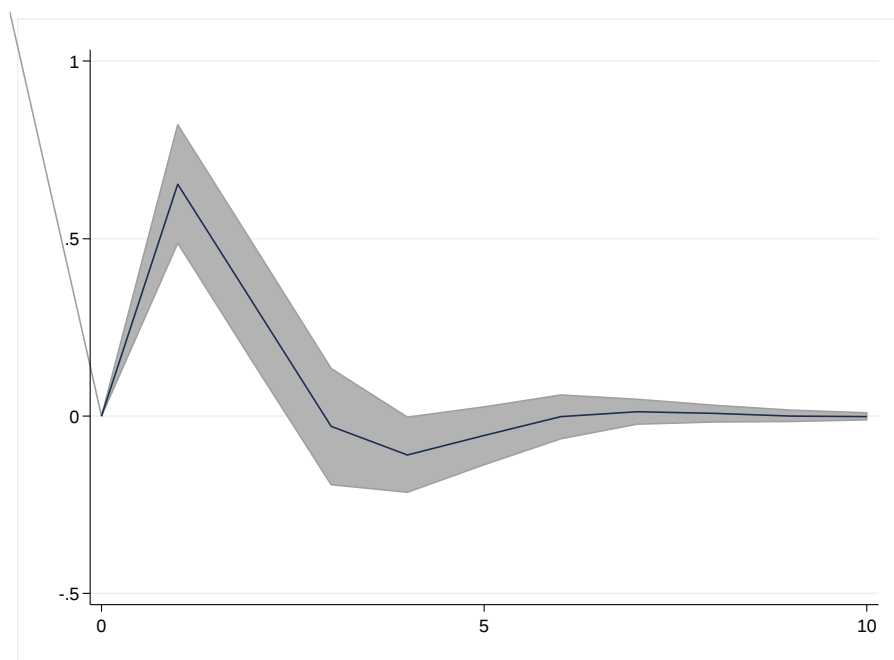
Figura 3-2 – Resposta de $\log u$ a um choque em $\log h$: 72 países desenvolvidos e países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)



Nota: Área cinzenta representa o intervalo de confiança de 95%.

Além dos efeitos distributivos sobre a demanda e a acumulação, interessa-se também nos efeitos da demanda sobre a acumulação. Portanto, a Figura 3-3 seguinte expõe a função impulso-resposta da acumulação em relação à utilização da economia média no período de 1995-2012 em sua forma gráfica. Os resultados aqui são bem evidentes e indicam uma resposta positiva da acumulação a uma inovação na taxa de utilização. A partir do período inicial, observa-se um aumento inclinado da acumulação. Esse aumento permanece até aproximadamente o primeiro período e chega ao patamar de aproximadamente 0,5 a 0,75 p.p. A partir daí, entretanto, o efeito passa a diminuir, retornando ao equilíbrio em torno do terceiro período.

Figura 3-3 – Resposta de $\log a$ a um choque em $\log u$: 72 países desenvolvidos e países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)



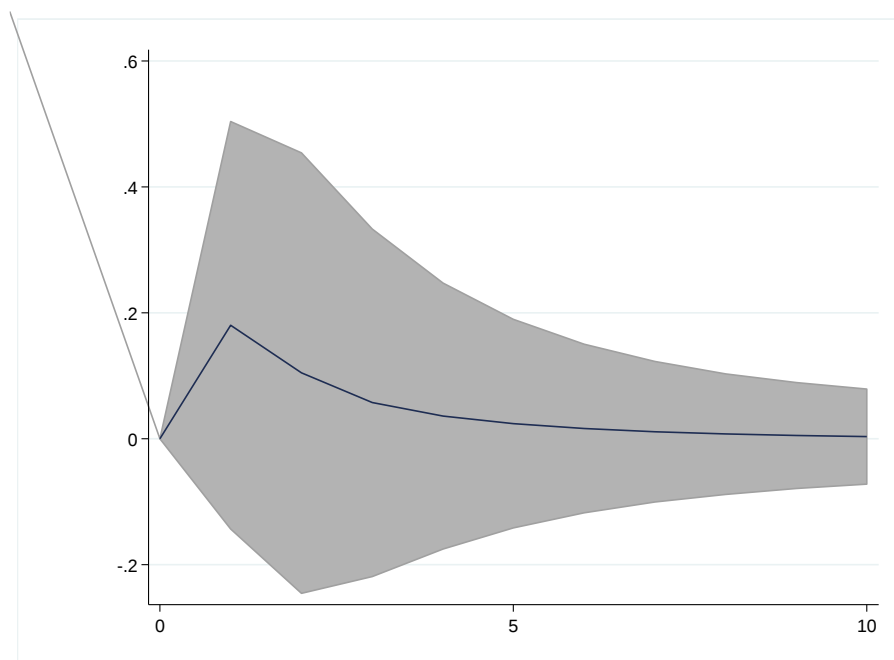
Nota: Área cinzenta representa o intervalo de confiança de 95%.

Os resultados apresentados sugerem que a economia média, durante o período de 1995-2012, apresentou acumulação *wage-led* e demanda *profit-led*. Deve-se notar que esse resultado é inconsistente com as previsões teóricas do modelo Bhaduri-Marglin, já que o modelo sugere que se o regime de demanda é *profit-led* então, necessariamente, o regime de acumulação também o será.⁸⁵

O efeito impulso-resposta distributivo sobre a acumulação apenas para países em desenvolvimento é exposto na Figura 3-4 abaixo. Nesse caso, a área de confiança do gráfico abrange um intervalo com valores positivos e negativos, ou seja, não há como identificar um efeito evidente.

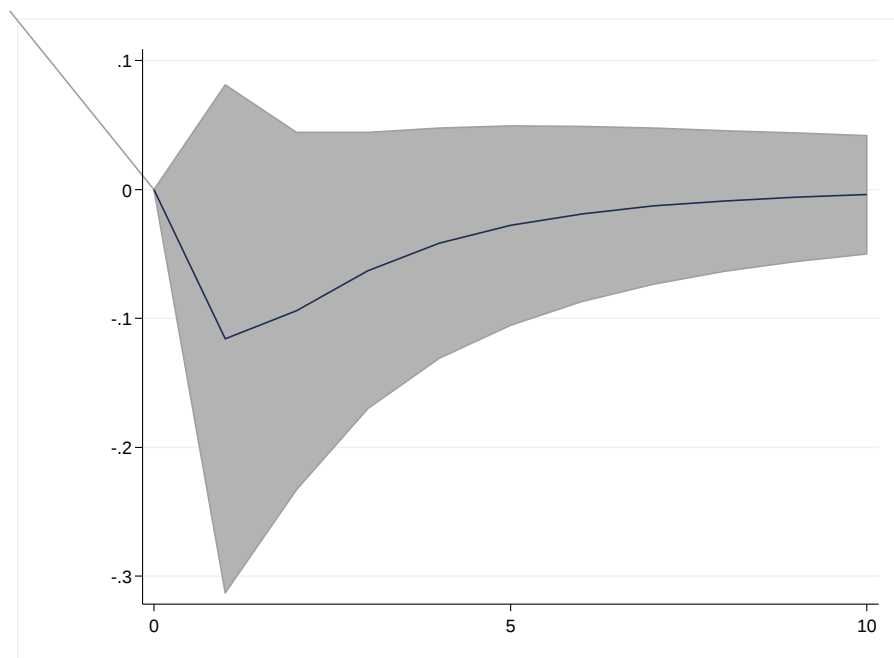
⁸⁵ Ver a seção 2.2 do Capítulo 2 ou a seção A.4 do Apêndice A.

Figura 3-4 – Resposta de $\log a$ a um choque em $\log h$: 41 países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)



Nota: Área cinzenta representa o intervalo de confiança de 95%.

Figura 3-5 – Resposta de $\log u$ a um choque em $\log h$: 41 países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)



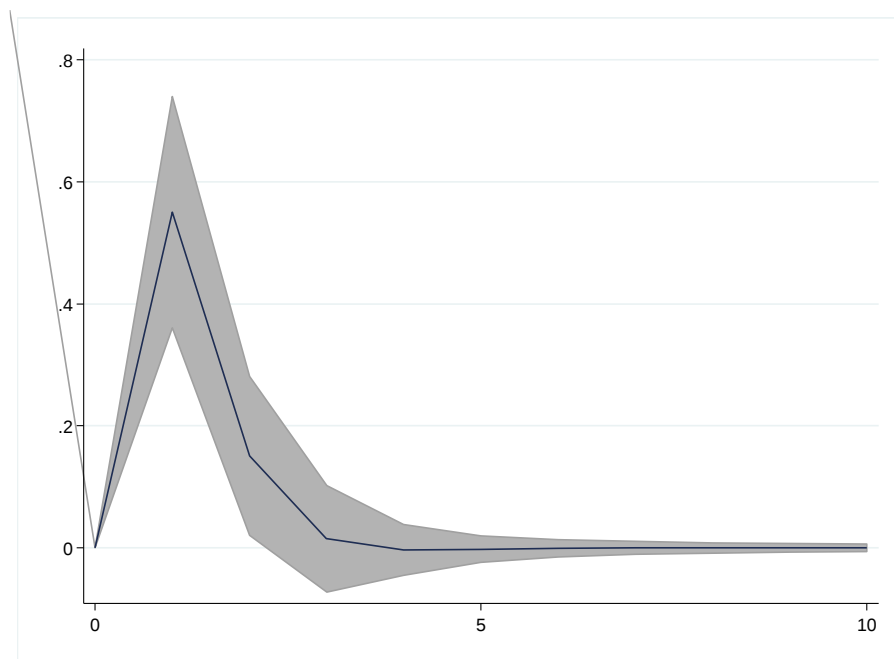
Nota: Área cinzenta representa o intervalo de confiança de 95%.

A Figura 3-5 por sua vez descreve graficamente a função impulso-resposta da utilização em relação ao *profit share* da economia em desenvolvimento média. Os resultados parecem indicar que a utilização responde negativamente à variação no *profit share*. Entretanto,

novamente, o amplo intervalo de confiança impossibilita que inferências inequívocas sejam realizadas, já que não há como se excluir a possibilidade de que o efeito de uma inovação no *profit share* seja nulo ou fracamente positivo.

Por último, analisa-se o efeito impulso-resposta da utilização sobre a taxa de acumulação das economias em desenvolvimento, conforme exposto na Figura 3-6 abaixo. Os resultados são similares aos observados em relação à economia média. Inicialmente, verifica-se um efeito positivo que se mantém até aproximadamente o primeiro período, atingindo o pico em torno de 0,4 e 0,7 p.p. A partir daí o efeito adquire inclinação negativa e desaparece completamente por volta do segundo ou terceiro período.

Figura 3-6 – Resposta de $\log a$ a um choque em $\log u$: 41 países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)



Nota: Área cinzenta representa o intervalo de confiança de 95%.

Considerações finais

O presente capítulo buscou contribuir para a literatura empírica do modelo Bhaduri-Marglin ao utilizar na análise um conjunto extenso de países, com foco particular nos países em desenvolvimento, escassamente utilizados como objeto de investigação nessa abordagem particular. Ademais, empregou-se estimadores econométricos que levam em consideração a possibilidade de endogeneidade nas relações entre as variáveis estudadas, *i.e.*, são capazes de produzir estimativas consistentes.

Inicialmente, apresentou-se uma breve revisão da literatura em questão, visando identificar as regularidades empíricas e abordagens metodológicas associadas. Verificou-se que os resultados prévios, em geral, sugerem uma preponderância de regimes de demanda *wage-led*, mas estão sujeitos à problemas de endogeneidade em suas estimativas econométricas.

Em seguida, desenvolveu-se a análise econométrica proposta, partindo da metodologia empregada. Primeiramente, descreveu-se a fundamentação empírica das regressões econométricas realizadas por meio da especificação do modelo Bhaduri-Marglin empírico. Logo após, discutiu-se brevemente os dados utilizados na pesquisa e as transformações aplicadas a eles. Por último, as características das abordagens econométricas utilizadas no estudo, os estimadores Arellano-Bover/Blundell-Bond e *pVAR*, foram brevemente discutidas.

A análise econométrica em questão, foi dividida em duas partes. Inicialmente, utilizou-se o estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond para estimar as regressões conforme o modelo Bhaduri-Marglin empírico. Essa análise sugere que tanto a economia média (inclusos países desenvolvidos) quanto a economia em desenvolvimento média apresentam regimes de demandas domésticas e totais *wage-led*, salvo exceção da economia média no período de 2001-2012, que apresentou regimes de demanda *profit-led*. Posteriormente, utilizou-se uma estrutura autorregressiva com estimador *pVAR* para analisar a relação endógena entre a distribuição funcional da renda, a demanda e a taxa de acumulação. Nesse caso utilizou-se a análise da relação impulso-resposta, definindo a distribuição como variável-impulso e a acumulação e a demanda como variáveis-resposta. Nesse âmbito, a economia média apresentou regime de acumulação *wage-led* e regime de demanda *profit-led* enquanto que não foi possível realizar inferências inequívocas com respeito à economia em desenvolvimento média. Adicionalmente, investigou-se também a relação impulso-resposta da utilização sobre a acumulação. Os resultados sugerem que a acumulação responde positivamente a inovações na utilização, com respeito tanto à economia média quanto a economia em desenvolvimento média.

Conclusão

As questões relativas à desigualdade e aos possíveis efeitos econômicos decorrentes de uma eventual redistribuição da riqueza e da renda, tanto em escala nacional como no âmbito global parecem despertar, particularmente após a mais recente crise financeira mundial, um crescente interesse entre os economistas. Nesse contexto, o presente estudo abordou a relação entre o crescimento econômico e a distribuição funcional da renda. Partiu-se, no Capítulo 1, de uma prospecção da literatura econômica em busca de possíveis elementos teóricos capazes de identificar e explicar tal relação. Nesse contexto, o modelo Bhaduri-Marglin de distribuição e crescimento emerge enquanto uma alternativa promissora de análise em linhas keynesianas/kaleckianas. A apresentação formal do referido modelo constituiu assim o objeto central do segundo capítulo, tendo-se em vista sua apropriada compreensão, particularmente no tocante a como esse arcabouço relaciona a demanda agregada com possíveis choques distributivos. Partindo de variações positivas na parcela de lucros, o modelo prevê respostas negativas do consumo, positivas do investimento e ambíguas das exportações líquidas. Os resultados agregados dependerão do efeito líquido da interação desses efeitos componentes. Desconsiderando-se o componente do comércio com o exterior, quando o efeito consumo supera o efeito investimento, a demanda resulta, pois, estimulada pela queda na parcela de lucros sendo, nesse sentido, *wage-led*, e *profit-led* no caso contrário. Além disso, observou-se também a possibilidade de regime de acumulação *wage-led* ou *profit-led*. Salientou-se, por fim, que uma combinação entre o regime de demanda *profit-led* e um regime de acumulação do tipo *wage-led* não constitui uma possibilidade no âmbito do modelo Bhaduri-Marglin.

A parcela empírica do estudo foi reservada ao Capítulo 3. Aqui, buscou-se contribuir para a literatura por meio da introdução de países em desenvolvimento na investigação empírica e por meio da utilização de estimadores consistentes nas regressões realizadas. A discussão partiu de uma revisão da literatura empírica do modelo Bhaduri-Marglin. Essa exposição buscou identificar as regularidades e principais discussões dessa literatura. Dentre os principais resultados aqui observados, verificou-se que há uma preponderância de estudos que apontam para regimes de demanda *wage-led*. Esse resultado também foi encontrado na presente investigação, mesmo quando se considerou apenas os países em desenvolvimento. Em seguida, a apresentação se voltou para a análise econométrica propriamente dita. Primeiramente os aspectos metodológicos da pesquisa foram considerados. Apresentou-se uma especificação do modelo Bhaduri-Marglin empírico utilizado como motivação, logo após realizou-se uma exposição das amostras estudadas nas regressões e, enfim, foi feita uma breve discussão acerca

dos métodos econométricos empregados. Finalmente, a apresentação foi direcionada para os resultados econométricos encontrados.

As estimativas Arellano-Bover/Blundell-Bond foram utilizadas para estimar o regime de demanda da economia média e da economia em desenvolvimento média durante o período 1995-2012, associado a médias trienais, e os períodos sobrepostos 1995-2006, 1998-2009 e 2001-2012, que correspondem, por sua vez, a médias bienais. Os resultados encontrados foram sintetizados na Tabela 3-13 do capítulo anterior. Apenas na regressão de 2001-2012 referente à economia média, onde o efeito distributivo sobre o investimento não somente foi estimado com significância, mas também predominou sobre o efeito do consumo, encontrou-se regime de demanda doméstica e total *profit-led*. Todos os outros resultados apontaram para o regime de demanda *wage-led*, tanto no caso da economia média quanto da economia em desenvolvimento média. Apesar disso, nota-se que o efeito distributivo sobre o investimento também foi estimado com significância em uma outra instância, na regressão do período 1998-2009 relacionado à economia média. O efeito estimado nesse caso, entretanto, não foi forte o suficiente para predominar sobre o efeito consumo. Em relação à economia em desenvolvimento média, um resultado interessante foi encontrado no período 2001-2012, onde o efeito consumo se mostrou quase nulo, produzindo, portanto, um regime de demanda fracamente *wage-led*. Isso está atribuído ao diferencial pequeno entre a propensão a consumir a partir dos salários e dos lucros, como evidenciado pelos resultados apresentados na Tabela 3-6 do Capítulo 3. Já o efeito distributivo estimado sobre as exportações líquidas mostrou-se estatisticamente significativo somente no caso da economia média no período de 1995-2006, apresentando sinal negativo, porém de fraca magnitude. Nenhum dos resultados mostrou-se, portanto, dominado pela estratégia de exportação, ou *export-led*. Por fim, os resultados permitem realizar algumas comparações da economia média *vis-à-vis* a economia em desenvolvimento média em termos das propensões a consumir a partir dos salários e dos lucros.⁸⁶ Como pode ser observado, também na Tabela 3-6, encontrou-se indícios de que a propensão a consumir a partir dos salários da economia média é consistentemente maior do que na economia em desenvolvimento média, enquanto que a propensão a consumir a partir dos lucros é levemente mais presente na economia em desenvolvimento média do que na economia média. A consequência observada, levando-se em consideração a importância salarial para o consumo, consiste em efeitos distributivos percebidos mais fortemente pela economia média.

⁸⁶ Como apontado no capítulo anterior, deve-se observar que essas observações de comparação não carregam a robustez do teste de significância estatística.

Alternativamente, analisou-se o regime de demanda e acumulação por meio de uma estrutura autorregressiva para painel. Aqui, analisou-se a relação endógena entre a taxa de acumulação, o *profit share*, e a taxa de utilização da capacidade produtiva, essa última incluída como *proxy* da demanda. As regressões foram realizadas com amostras trienais do período entre 1995-2012 novamente utilizando dados referentes à economia média e à economia em desenvolvimento média. Os regimes de demanda e de acumulação foram determinados por meio da interpretação gráfica dos efeitos impulso-resposta distributivos sobre a utilização e a acumulação. Aqui, não foi possível detectar efeitos distributivos significativos referentes à economia em desenvolvimento média. Para a economia média, entretanto, estimou-se demanda *profit-led* (com algum atraso na resposta) e acumulação *wage-led*, um resultado contraditório *vis-à-vis* o modelo Bhaduri-Marglin teórico que, como visto, não admite tal configuração enquanto cenário possível. A constatação desse resultado enigmático talvez seja digna de exploração mais aprofundada. Por fim, encontrou-se ainda, tanto no caso da economia média quanto da economia em desenvolvimento média, efeito impulso-resposta positivo e robusto da utilização sobre a acumulação, corroborando ainda mais para a constatação bem estabelecida na literatura de que a demanda afeta positivamente e de forma robusta a acumulação/investimento.

Finalmente, alguns comentários a respeito das questões em aberto e direções possíveis para pesquisas futuras são devidos. Uma colocação inicial pode ser feita com relação à possibilidade de inclusão de variáveis adicionais na análise.⁸⁷ Como estressado por Stockhammer (2017), a introdução de variáveis financeiras é um caminho promissor a fim de estender a análise com questões relacionadas ao fenômeno da financeirização. Nessa mesma linha de raciocínio, pode-se sugerir a introdução de um indicador de produtividade, com vistas à endogeneização dos efeitos do progresso tecnológico. Ademais, o presente estudo analisou as questões distributivas à luz da distribuição funcional da renda. Apesar de simplificar a análise e estar mais acessível em termos de informações disponibilizadas, a distribuição funcional não leva em consideração a dimensão pessoal da renda. Nesse âmbito, um outro ponto de interesse para pesquisas futuras consiste no aprofundamento do estudo empírico da relação entre distribuição pessoal e funcional da renda no contexto do crescimento. Por fim, um último comentário é devido com referência à consideração das questões de desenvolvimento desigual. O critério aqui utilizado para a classificação de economias conforme seu nível de desenvolvimento se mostra rudimentar. Apesar disso uma regularidade encontrada nos

⁸⁷ Nesse âmbito, a subseção 3.2.1.2 do Capítulo 3 fornece algumas sugestões de fontes de dados potenciais.

resultados produzidos foi a superioridade da magnitude dos efeitos distributivos sobre o consumo da economia média, em contraste com o que foi observado para a economia em desenvolvimento média. Uma possibilidade de avanço no sentido de melhor capturar as diferenças das economias em desenvolvimento *vis-à-vis* economias mais desenvolvidas possivelmente reside no emprego de um indicador de desenvolvimento alternativo e mais sofisticado, como, por exemplo, a interação entre a variável distributiva com a renda real *per capita*.

Apêndice A – Derivação do Modelo Bhaduri-Marglin⁸⁸

Introdução

Esse apêndice apresenta em maior profundidade o desenvolvimento e a análise do modelo Bhaduri-Marglin apresentado no Capítulo 2.⁸⁹ O objetivo dessa apresentação é fornecer uma exposição didática da estrutura do modelo. Primeiramente, na seção A.1, apresenta-se as identidades macroeconômicas e o processo de precificação utilizados na derivação do sistema. Em seguida, as equações fundamentais são descritas na seção A.2. Nas duas seções seguintes, A.3 e A.4, analisa-se os efeitos de variações exógenas sobre as taxas de equilíbrio do sistema, atribuídas, respectivamente, às propensões a poupar e à parcela dos lucros no produto (*profit share*). Por último, na seção A.5 discute-se a relação entre a distribuição funcional da renda e a competitividade internacional, e na seção A.6 expõe-se as restrições ativas do modelo.

A.1 Identidades contábeis e o processo da precificação

As identidades macroeconômicas contábeis apresentadas a seguir e a equação de precificação descrita logo em seguida são utilizadas juntamente com manipulações algébricas para produzir as equações fundamentais do sistema.

A ótica contábil da produção permite definir o valor doméstico adicionado ao produto agregado ($pY - ep_f M$) em termos dos pagamentos aos fatores de produção domésticos, ou seja, salários (W) e lucros (Π) agregados:

$$pY - ep_f M = W + \Pi, \quad (\text{A.1})$$

onde Y é o produto agregado, p é o nível geral de preços, M é o estoque de matérias-primas, e é a taxa nominal de câmbio cotada diretamente, *i.e.*, definida como o preço da moeda estrangeira em termos de moeda doméstica, e p_f é o nível geral de preços estrangeiro. Os dois últimos são considerados como sendo variáveis exógenas.

A perspectiva da demanda, por outro lado, divide o produto em termos das despesas agregadas em consumo (C), investimento (I) e exportações líquidas (NX):

$$pY = pC + pI + pX - ep_f M = pC + pI + NX, \quad (\text{A.2})$$

onde $NX \equiv pX - ep_f M$.

Utiliza-se também a definição da poupança agregada (S), identicamente igual à renda nominal não consumida ($pY - pC$). A poupança e o consumo podem também ser divididos

⁸⁸ O modelo apresentado nesse apêndice adapta elementos de Hein (2014) e aprofunda a análise em diversos pontos.

⁸⁹ As hipóteses do modelo foram apresentadas na parte introdutória do Capítulo 2. Serão, portanto, omitidas da presente apresentação.

entre seus componentes associados aos salários (S_W e C_W) e aos lucros (S_Π e C_Π), que por sua vez podem ser expressos em termos das propensões a poupar e consumir a partir dos salários (s_W e c_W) e dos lucros (s_Π e c_Π):

$$\begin{aligned} S &= S_W + S_\Pi = pY - pC = pY - p(C_W + C_\Pi) \Rightarrow \\ s_W W + s_\Pi \Pi &= pY - (c_W W + c_\Pi \Pi), \quad (c_W + s_W), (c_\Pi + s_\Pi) = 1, \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

onde $C \equiv C_W + C_\Pi = c_W W/p + c_\Pi \Pi/p$ e $S \equiv S_W + S_\Pi = s_W W + s_\Pi \Pi$ e os subscritos W e Π indicam a correspondência remunerativa dos termos.

Por último, o processo de precificação descreve a formação do nível de preços (p) em um mercado de bens com concorrência imperfeita. Nessas circunstâncias, firmas detêm poder de mercado e definem seus preços conforme a aplicação de uma margem (*mark-up*) sobre seus custos variáveis unitários, que incorporam os custos com trabalho $\left(\frac{W}{Y}\right)$ e com matéria-prima $\left(ep_f \frac{M}{Y}\right)$:

$$\begin{aligned} p &= (1 + m) \left(\frac{W}{Y} + ep_f \frac{M}{Y} \right) = (1 + m)(wa + ep_f \mu) \\ &= (1 + m)wa \left(1 + \frac{ep_f \mu}{wa} \right) = (1 + m)wa(1 + z), \quad a, \mu, m, e, p_f, w > 0, \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

onde m é o *mark-up*, reflexo do poder de *price-setting* das firmas e $w \equiv \frac{W}{L}$ é a taxa salarial definida no mercado de trabalho, ambos considerados como sendo determinados exogenamente. $z \equiv \frac{ep_f \mu}{wa}$ é a razão entre os custos variáveis, e $a \equiv \frac{L}{Y}$ e $\mu \equiv \frac{M}{Y}$ são os parâmetros técnicos constantes de produção que correspondem ao trabalho e à matéria-prima, respectivamente.

A.2 Estrutura do sistema e taxas de equilíbrio

O sistema é composto por sete equações fundamentais: o *profit share* (h), a taxa de lucros (r), a taxa de poupança (σ), a taxa de acumulação (g), a taxa de exportações líquidas (b), a condição de equilíbrio no mercado de bens e a condição de estabilidade de equilíbrio do sistema ($\mathcal{E}$). Elas são apresentadas em sequência.

O *profit share* é aqui definido como proporção dos lucros no valor doméstico adicionado. Utilizando as equações (A.1) e (A.4), pode-se também expressar o *profit share* em termos de seus determinantes fundamentais, o *mark-up* de precificação e a razão entre os custos de produção:

$$h \equiv \frac{\Pi}{pY - ep_f M} = \frac{\Pi}{\Pi + W} = \frac{m(1+z)}{1 + m(1+z)} = \frac{1}{\frac{1}{m(1+z)} + 1}, \quad (\text{A.5})$$

$$0 < h < 1.$$

A taxa de lucros, omitida na apresentação do Capítulo 2, é definida como a proporção entre os lucros e o estoque nominal de capital. Multiplicando essa definição pelo termo $\left(\frac{Y - e^r M}{Y^p} \frac{Y^p}{Y - e^r M}\right) = 1$, é possível reescrever a taxa de lucros em termos do *profit share* e da taxa de utilização da capacidade produtiva:

$$r \equiv \frac{\Pi}{pK} = \frac{\Pi}{pY - ep_f M} \frac{Y - e^r M}{Y^p} \frac{Y^p}{K} = hu \frac{1}{v}, \quad 0 < u \leq 1, \quad v > 0, \quad (\text{A.6})$$

onde K é o estoque de capital exógeno, Y^p é o produto potencial de plena capacidade, $u \equiv \frac{Y - e^r M}{Y^p}$ é a taxa de utilização da capacidade produtiva doméstica, $e^r \equiv \frac{ep_f}{p}$ é a taxa real de câmbio cotada diretamente, *i.e.*, definida como o preço do produto estrangeiro em termos do produto doméstico e $v \equiv \frac{K}{Y^p}$ é a razão capital-produto potencial técnica constante.⁹⁰

A taxa de poupança é definida como a proporção entre seu agregado e o estoque nominal de capital. Sabendo que $S = S_W + S_\Pi$ e utilizando (A.1), o termo $\left(\frac{Y - e^r M}{Y^p} \frac{Y^p}{Y - e^r M}\right)$ e manipulação algébrica, a taxa de poupança pode ser reescrita em termos das propensões a poupar, do *profit share* e da taxa de utilização da capacidade produtiva:

$$\begin{aligned} \sigma \equiv \frac{S}{pK} &= \frac{S_W + S_\Pi}{pK} = \frac{s_W W + s_\Pi \Pi}{pK} = (s_W(1-h) + s_\Pi h)u \frac{1}{v} \\ &= (s_W + (s_\Pi - s_W)h)u \frac{1}{v}, \quad 0 \leq s_W < s_\Pi \leq 1. \end{aligned} \quad (\text{A.7})$$

As propensões a poupar são assumidas como sendo exogenamente determinadas.⁹¹

A taxa de acumulação é definida como a proporção entre o investimento real e o estoque real de capital. Supõe-se que os investidores respondem no sentido favorável ao investimento agregado quando percebem variações positivas na demanda e na lucratividade da economia doméstica.⁹² Busca-se capturar esses fatores comportamentais com a seguinte formulação *ad*

⁹⁰ As derivadas parciais dessa expressão, bem como das expressões que se seguem, serão utilizadas nas seções seguintes para avaliar os efeitos de variações exógenas sobre as variáveis endógenas do modelo. Portanto suas definições são incluídas em rodapé para referência futura. $\frac{\partial r}{\partial u} = h \frac{1}{v} > 0$ e $\frac{\partial u}{\partial h} = u \frac{1}{v} > 0$.

⁹¹ $\frac{\partial \sigma}{\partial s_W} = (1-h)u \frac{1}{v} > 0$, $\frac{\partial \sigma}{\partial s_\Pi} = hu \frac{1}{v} > 0$, $\frac{\partial \sigma}{\partial u} = (s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} > 0$ e $\frac{\partial \sigma}{\partial h} = (s_\Pi - s_W)u \frac{1}{v} > 0$.

⁹² Poder-se-ia argumentar que os investidores também levam em consideração as condições do comércio internacional ao tomar suas decisões. Aqui se assume implicitamente, contudo, que os investidores não são bem informados sobre a economia estrangeira e, portanto, percebem variações na demanda estrangeira como choques transitórios, de maneira que suas decisões de investimento não são afetadas por movimentos comerciais. Em

hoc, que utiliza a taxa de utilização da capacidade produtiva e o *profit share* como *proxies* para a demanda e a lucratividade, respectivamente:

$$g \equiv \frac{I}{K} = g(u, h) = \alpha + \beta u + \tau h, \quad \beta, \tau > 0, \quad (\text{A.8})$$

onde α é o fator *animal spirits* e β e τ são parâmetros que medem o efeito da taxa de utilização da capacidade e do *profit share*, respectivamente, sobre a taxa de acumulação.⁹³

A taxa de exportações líquidas, por sua vez, é definida como a exportação líquida agregada normalizada pelo estoque nominal de capital. Espera-se que a taxa de exportações líquidas se comporte positivamente em resposta a aumentos da competitividade internacional da economia doméstica e da demanda por exportações, e negativamente em relação à aumentos da demanda por importações. A formulação linear adotada utiliza como *proxies* da competitividade, da demanda por exportações e da demanda por importações, respectivamente, a taxa real de câmbio,⁹⁴ a taxa de utilização da capacidade estrangeira e a taxa de utilização doméstica:

termos de economias pequenas com grande dependência do mercado internacional essa hipótese poderia ser considerada inadequada.

⁹³ $\frac{\partial g}{\partial u} = \beta > 0$ e $\frac{\partial g}{\partial h} = \tau > 0$.

⁹⁴ Para que as exportações líquidas respondam positivamente a uma variação na taxa nominal de câmbio, deve-se assumir a validade da condição Marshall-Lerner. A condição Marshall-Lerner implica que a soma entre os valores absolutos das elasticidades-preço das exportações e importações deve exceder a unidade, de tal modo que uma depreciação (apreciação) da moeda doméstica ou uma apreciação (depreciação) da moeda estrangeira, *i.e.*, um aumento (redução) da taxa de câmbio nominal cotada diretamente, *ceteris paribus*, eleva (reduz) as exportações líquidas. Para ver isso, basta diferenciar as exportações líquidas em relação à taxa nominal de câmbio usando a regra da cadeia e manipular algebricamente o resultado, de modo que a variação é expressa e em termos das elasticidades-preço das exportações e importações, $\eta_{X,e} \equiv \frac{\partial X}{\partial e} \frac{e}{X}$ e $\eta_{M,e} \equiv \frac{\partial M}{\partial e} \frac{e}{M}$, respectivamente:

$$\frac{\partial NX}{\partial e} = \frac{\partial(pX)}{\partial e} - \frac{\partial(ep_f M)}{\partial e} = p \frac{\partial X}{\partial e} - ep_f \frac{\partial M}{\partial e} - p_f M = p \frac{X}{e} \eta_{X,e} - p_f M \eta_{M,e} - p_f M$$

Normalizando o nível de preços doméstico e estrangeiro, de maneira que $p = p_f = 1$ e assumindo equilíbrio da balança comercial, de tal modo que $NX = 0 \Rightarrow M = \frac{X}{e}$:

$$\frac{\partial NX}{\partial e} = \frac{X}{e} \eta_{X,e} - \frac{X}{e} \eta_{M,e} - \frac{X}{e} = (\eta_{X,e} - \eta_{M,e} - 1) \frac{X}{e} \quad \blacksquare$$

Como $\frac{X}{e} > 0$ e as elasticidades são $\eta_{X,e} > 0$ e $\eta_{M,e} < 0$, já que se espera que um aumento da taxa de câmbio (encarecimento da moeda estrangeira em relação à moeda doméstica) estimule as exportações e desestimele as importações, então $\frac{\partial NX}{\partial e} > 0$ se e somente se $(\eta_{X,e} - \eta_{M,e} - 1) > 0$, ou seja, se $\eta_{X,e} - \eta_{M,e} > 1$. Como $\eta_{M,e} < 0$ então $(-\eta_{M,e}) > 0$ e a condição Marshall-Lerner pode ser afirmada em termos de valores absolutos:

$$|\eta_{X,e}| + |\eta_{M,e}| > 1.$$

Sob esta condição, a taxa real de câmbio afetará positivamente a taxa de exportações líquidas.

$$b \equiv \frac{NX}{pK} = \psi e^r(h) - \phi u + \zeta u_f, \quad \psi, \phi, \zeta > 0, \quad (\text{A.9})$$

onde u_f é a utilização da capacidade produtiva estrangeira exógena, e ψ , ϕ , e ζ são os parâmetros que medem os efeitos da taxa real de câmbio, da utilização da capacidade doméstica e da utilização da capacidade estrangeira, respectivamente, sobre a taxa de exportações líquidas.⁹⁵

Para fechar o sistema, basta encontrar a condição de equilíbrio no mercado de bens e a condição de estabilidade do sistema. Para que o mercado de bens atinja o equilíbrio, é necessário que a poupança seja igual à soma entre o investimento nominal e as exportações líquidas nominais. Isso pode ser visto ao se isolar o produto nominal agregado em (A.3) e igualar a expressão resultante a (A.2). Essa condição pode ser reescrita em termos das taxas de acumulação e de exportações líquidas definidas previamente, ao multiplicá-la por $\frac{1}{pK}$:

$$S = pI + NX \Rightarrow \sigma(u) = g(u) + b(u). \quad (\text{A.10})$$

A partir de (A.10) e utilizando (A.7)-(A.9), pode-se calcular a taxa de equilíbrio de utilização da capacidade produtiva:

$$u^* = \frac{\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi}, \quad \alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f > 0, \quad (\text{A.11})$$

$$0 < u^* \leq 1.$$

A restrição $\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f > 0$ garante que o numerador de (A.11) seja positivo. O sistema permanecerá estável desde que a taxa de equilíbrio da utilização da capacidade se encontre entre os intervalos $0 < u^* \leq 1$. Isso exige que a poupança responda a uma variação na utilização da capacidade mais fortemente do que o investimento e as exportações líquidas em conjunto. Portanto, a estabilidade exige que o denominador ($\mathcal{E}$) seja também positivo:

$$\frac{\partial \sigma}{\partial u} - \frac{\partial g}{\partial u} - \frac{\partial b}{\partial u} > 0 \Rightarrow \mathcal{E} \equiv (s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi > 0. \quad (\text{A.12})$$

Essa é a última equação fundamental do sistema.

Novamente, o sistema completo é composto por: parcela dos lucros (A.5), taxa de lucros (A.6), taxa de poupança (A.7), taxa de acumulação (A.8), taxa de exportações líquidas (A.9), condição de equilíbrio do mercado de bens (A.10) e condição de estabilidade do sistema (A.12), como sintetiza a Tabela A-1.

⁹⁵ $\frac{\partial b}{\partial u} = -\phi < 0$ e $\frac{\partial b}{\partial h} = \psi \frac{de^r(h)}{dh} \leq 0$.

Tabela A-1 – Sistema de equações fundamentais do modelo Bhaduri-Marglin

Nome	Forma	Eq.
Parcela dos lucros	$h = \frac{1}{\frac{1}{m(1+z)} + 1}$	(A.5)
Taxa de lucros	$r = hu \frac{1}{v}$	(A.6)
Taxa de poupança	$\sigma = (s_W + (s_\Pi - s_W)h)u \frac{1}{v}$	(A.7)
Taxa de acumulação	$g = \alpha + \beta u + \tau h$	(A.8)
Taxa de exportações líquidas	$b = \psi e^r(h) - \phi u + \zeta u_f$	(A.9)
Condição de equilíbrio	$\sigma = g + b$	(A.10)
Condição de estabilidade	$\frac{\partial \sigma}{\partial u} - \frac{\partial g}{\partial u} - \frac{\partial b}{\partial u} > 0 \Rightarrow$ $\mathcal{E} = (s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi > 0$	(A.12)

Por fim, resta calcular também as taxas de equilíbrio de acumulação de capital, de lucros e de exportações líquidas. Isso pode ser feito ao introduzir a equação da taxa de equilíbrio de utilização, (A.11), nas equações fundamentais da taxa de lucros (A.6), da taxa de acumulação (A.8) e da taxa de exportações líquidas (A.9).

$$g^* = \sigma^* = \alpha + \beta \left(\frac{\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi} \right) + \tau h$$

$$= \frac{(\alpha + \tau h) \left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} + \phi \right) + \beta (\psi e^r(h) + \zeta u_f)}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi}, \quad (A.13)$$

$$r^* = \frac{(\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f)h \frac{1}{v}}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi}. \quad (A.14)$$

$$b^* = \psi e^r(h) - \phi \left(\frac{\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi} \right) + \zeta u_f$$

$$= \frac{(\psi e^r(h) + \zeta u_f) \left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta \right) - \phi(\alpha + \tau h)}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi}. \quad (A.15)$$

As equações (A.11) e (A.13)-(A.15) fornecem os valores de equilíbrio das quatro variáveis endógenas, a taxa de utilização da capacidade produtiva, a taxa de acumulação, a taxa de lucros e a taxa de exportações líquidas, respectivamente, como exposto pela Tabela A-2.

Tabela A-2 – Taxas de equilíbrio do modelo Bhaduri-Marglin

Nome	Forma	Eq.
Taxa de utilização	$u^* = \frac{\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi}$	(A.11)
Taxa de acumulação	$g^* = \frac{(\alpha + \tau h)\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} + \phi\right) + \beta(\psi e^r(h) + \zeta u_f)}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi}$	(A.13)
Taxa de lucros	$r^* = \frac{(\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f)h\frac{1}{v}}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi}$	(A.14)
Taxa de exportações líquidas	$b^* = \frac{(\psi e^r(h) + \zeta u_f)\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta\right) - \phi(\alpha + \tau h)}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi}$	(A.15)

A.3 Efeitos de variações nas propensões a poupar sobre as taxas de equilíbrio

Para verificar os efeitos marginais das variáveis exógenas sobre as variáveis endógenas, diferencia-se as taxas de equilíbrio nas equações (A.11) e (A.13)-(A.15) em relação à variável exógena de interesse. Um exercício inicial útil é utilizar esse procedimento para avaliar os efeitos de variações nas propensões a poupar, *ceteris paribus*, sobre o comportamento das taxas de equilíbrio. Primeiramente, supõe-se um choque que eleve a propensão a poupar a partir dos salários, s_W . Usando a regra da cadeia para diferenciar a taxa de equilíbrio da utilização da capacidade produtiva em relação à propensão a poupar a partir dos salários, s_W , verifica-se que a resposta da variável endógena é:

$$\begin{aligned} \frac{du^*}{ds_W} &= - \frac{(\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f)(1-h)\frac{1}{v}}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi\right)^2} \\ &= - \frac{(1-h)u^*\frac{1}{v}}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi} = - \left(\frac{1}{\varepsilon} \frac{\partial \sigma^*}{\partial s_W}\right) < 0. \end{aligned} \quad (A.16)$$

O inverso da condição de estabilidade, $\frac{1}{\varepsilon}$, e o efeito do aumento na propensão a poupar a partir dos salários sobre a taxa de poupança, $\frac{\partial \sigma^*}{\partial s_W}$, os componentes da expressão $\left(\frac{1}{\varepsilon} \frac{\partial \sigma^*}{\partial s_W}\right)$, ambos são

positivos, como pode ser verificado por meio das equações (A.7) e (A.12)⁹⁶. Logo, o inverso aditivo desse termo, equivalente ao efeito da propensão a poupar a partir dos salários sobre a taxa de utilização expressa na equação (A.16), $\frac{du^*}{ds_W}$, é negativo. Portanto, o modelo prevê um efeito negativo de um aumento em s_W sobre a utilização da capacidade produtiva. Isso é esperado pois o aumento (redução) na propensão a poupar (consumir) a partir de salários implica no aumento (redução) na poupança (consumo) adquirida a partir de salários e, portanto, em uma queda na demanda agregada.

Em seguida, observa-se como as taxas de acumulação, de lucros e de exportações líquidas se comportam em resposta a uma variação em s_W , utilizando o mesmo procedimento:⁹⁷

$$\frac{dg^*}{ds_W} = - \frac{\beta(\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f)(1-h)\frac{1}{v}}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi\right)^2} \quad (A.17)$$

$$= \beta \left(- \frac{(1-h)u^*\frac{1}{v}}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi} \right) = \frac{\partial g^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{ds_W} < 0,$$

$$\frac{dr^*}{ds_W} = - \frac{(\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f)(1-h)h\left(\frac{1}{v}\right)^2}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi\right)^2} \quad (A.18)$$

$$= h \frac{1}{v} \left(- \frac{(1-h)u^*\frac{1}{v}}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi} \right) = \frac{\partial r^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{ds_W} < 0,$$

$$\frac{db^*}{ds_W} = \frac{\phi(\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f)(1-h)\frac{1}{v}}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi\right)^2} \quad (A.19)$$

$$= (-\phi) \left(- \frac{(1-h)u^*\frac{1}{v}}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h)\frac{1}{v} - \beta + \phi} \right) = \frac{\partial b^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{ds_W} > 0.$$

Observa-se que o efeito de s_W sobre a utilização, $\frac{du^*}{ds_W}$, determina também os seus efeitos sobre as outras taxas, o que faz sentido, pois a utilização da capacidade produtiva é a variável de

⁹⁶ Ver a nota de rodapé 91 associada à equação fundamental da taxa de poupança.

⁹⁷ Os efeitos da propensão sobre g e b são mais facilmente calculados ao se derivar as segundas igualdades em (A.13) e (A.15), respectivamente.

ajustamento do sistema. $\frac{du^*}{ds_W}$ é um termo negativo, conforme (A.16). Os efeitos da utilização sobre a taxa de acumulação e sobre a taxa de lucros, $\frac{\partial g^*}{\partial u^*}$ e $\frac{\partial r^*}{\partial u^*}$, contudo, são positivos,⁹⁸ enquanto que o efeito da utilização sobre a taxa de exportações líquidas $\frac{\partial b^*}{\partial u^*}$ é negativo.⁹⁹ Portanto, observa-se efeitos negativos associados ao aumento em s_W sobre a taxa de acumulação e sobre a taxa de lucros, isso é devido ao aumento na poupança e à consequente queda na demanda. O efeito sobre as exportações líquidas, contudo, é estimulante. Isso também é esperado já que, como definido na equação da taxa de exportações líquidas (A.9), uma queda no consumo, ou seja, na demanda, reduzirá também a demanda por importações, determinante que afeta negativamente a taxa de exportações líquidas.

A diferenciação das taxas de equilíbrio em relação à propensão a poupar a partir dos lucros, s_Π revela um padrão semelhante:

$$\frac{du^*}{ds_\Pi} = - \frac{hu^* \frac{1}{v}}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi} = - \left(\frac{1}{\varepsilon} \frac{\partial \sigma^*}{\partial s_\Pi} \right) < 0, \quad (\text{A.20})$$

$$\frac{dg^*}{ds_\Pi} = \frac{\partial g^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{ds_\Pi} < 0, \quad (\text{A.21})$$

$$\frac{dr^*}{ds_\Pi} = \frac{\partial r^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{ds_\Pi} < 0, \quad (\text{A.22})$$

$$\frac{db^*}{ds_W} = \frac{\partial b^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{ds_\Pi} > 0. \quad (\text{A.23})$$

Como as taxas de utilização, de acumulação e de lucros respondem negativamente à variações em ambas propensões a poupar, diz-se que o modelo exibe o paradoxo da poupança – o aumento na propensão a poupar resulta em uma queda generalizada do sistema macroeconômico.

A.4 Efeitos de variações no profit share sobre as taxas de equilíbrio

O principal exercício dessa análise do modelo teórico é buscar compreender como uma distribuição funcional da renda afeta as taxas macroeconômicas de interesse. Para tanto, analisa-se o efeito parcial distributivo sobre cada uma das taxas de equilíbrio. O efeito distributivo sobre a taxa de utilização é:

⁹⁸ Ver as notas de rodapé 90 e 93.

⁹⁹ Ver a nota de rodapé 95. Para uma discussão mais aprofundada sobre os efeitos redistributivos comerciais, ver a seção A.5.

$$\begin{aligned}
\frac{du^*}{dh} &= - \left(\frac{\left(\tau + \psi \frac{de^r}{dh} \right) \left(\beta - \phi - s_W \frac{1}{v} \right)}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi \right)^2} \right. \\
&\quad \left. + \frac{\left(a + \psi e^r(h) + \zeta u_f - \psi \frac{de^r}{dh} h \right) (s_\Pi - s_W) \frac{1}{v}}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi \right)^2} \right) \quad (\text{A.24}) \\
&= \frac{\tau - (s_\Pi - s_W)u^* \frac{1}{v} + \psi \frac{de^r}{dh}}{(s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi} = \frac{1}{\varepsilon} \left[\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right] \leq 0,
\end{aligned}$$

cujo sinal é ambíguo. É útil dividir o termo entre colchetes $\left[\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right]$ em dois componentes. O termo $\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right)$ descreve o efeito distributivo sobre a demanda doméstica. Os efeitos distributivos sobre a acumulação (investimento) e sobre a poupança (consumo), $\frac{\partial g^*}{\partial h}$ e $\frac{\partial \sigma^*}{\partial h}$, são ambos positivos.¹⁰⁰ A demanda doméstica será *wage-led* se $\frac{\partial \sigma^*}{\partial h}$ supera $\frac{\partial g^*}{\partial h}$, ou seja, se $\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right) < 0$, ou ainda, se o efeito distributivo sobre o consumo supera o efeito sobre o investimento. O efeito observado será *profit-led* caso contrário. O termo associado ao efeito distributivo sobre a taxa de exportações líquidas, $\frac{\partial b^*}{\partial h}$, por sua vez, possui sinal ambíguo.¹⁰¹ Ainda assim, a mesma lógica se aplica à demanda total: *wage-led* se $\left[\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right] < 0$ e *profit-led* caso contrário.

Dando continuidade ao exercício proposto, calcula-se também os efeitos distributivos sobre as outras taxas de equilíbrio:¹⁰²

¹⁰⁰ Ver as notas de rodapé 91 e 93.

¹⁰¹ Ver a nota de rodapé 95. Os efeitos da redistribuição funcional sobre as exportações líquidas, ou mais especificamente sobre a taxa real de câmbio, $\frac{de^r}{dh}$, serão discutidos mais profundamente na seção A.5. Agora basta saber que a redistribuição pode afetar as exportações líquidas tanto negativamente quanto positivamente. Isso dependerá da fonte que originou o movimento redistributivo em primeiro lugar.

¹⁰² Os efeitos redistributivos sobre g e b são mais facilmente derivados utilizando a primeira igualdade em (A.13) e (A.15).

$$\begin{aligned}
\frac{dg^*}{dh} &= \beta \left(- \left(\frac{\left(\tau + \psi \frac{de^r}{dh} \right) \left(\beta - \phi - s_W \frac{1}{v} \right)}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi \right)^2} \right. \right. \\
&\quad \left. \left. + \frac{\left(a + \psi e^r(h) + \zeta u_f - \psi \frac{de^r}{dh} h \right) (s_\Pi - s_W) \frac{1}{v}}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi \right)^2} \right) \right) + \tau \quad (\text{A.25}) \\
&= \frac{\partial g^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh} + \frac{\partial g^*}{\partial h} \\
&= \frac{1}{\varepsilon} \frac{\partial g^*}{\partial u} \left[\left(\frac{\partial u}{\partial g} \left(\frac{\partial \sigma}{\partial u} + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right) \frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma}{\partial u} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right] \leq 0,
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{dr^*}{dh} &= h \frac{1}{v} \left(- \frac{\left(\tau + \psi \frac{de^r}{dh} \right) \left(\beta - \phi - s_W \frac{1}{v} \right)}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi \right)^2} \right. \\
&\quad \left. + \frac{\left(\alpha + \psi e^r(h) + \zeta u_f \psi \frac{de^r}{dh} \right) (s_\Pi - s_W) \frac{1}{v}}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi \right)^2} \right) + u^* \frac{1}{v} \quad (\text{A.26}) \\
&= \frac{\partial r^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh} + \frac{\partial r^*}{\partial h} \leq 0,
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{db^*}{dh} &= (-\phi) \left(- \left(\frac{\left(\tau + \psi \frac{de^r}{dh} \right) \left(\beta - \phi - s_W \frac{1}{v} \right)}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi \right)^2} \right. \right. \\
&\quad \left. \left. + \frac{\left(\alpha + \psi e^r(h) + \zeta u_f - \psi \frac{de^r}{dh} h \right) (s_\Pi - s_W) \frac{1}{v}}{\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} - \beta + \phi \right)^2} \right) \right) \quad (\text{A.27}) \\
&\quad + \psi \frac{de^r}{dh} = \frac{\partial b^*}{\partial u} \frac{du^*}{dh} + \frac{\partial b^*}{\partial h} \leq 0.
\end{aligned}$$

Observa-se que todas as expressões dependem do efeito distributivo sobre a taxa de utilização da capacidade produtiva, $\frac{du^*}{dh}$, que reajusta o sistema ao equilíbrio. Logo, a análise é mais facilmente realizada considerando como cada uma das variáveis endógenas se comporta

em resposta a uma variação distributiva quando a demanda é *wage-* ou *profit-led*. Considera-se primeiro o caso em que a demanda é *wage-led*, i.e., $\frac{du^*}{dh} < 0$. Sobre as taxas de acumulação e de lucros, os termos que representam os efeitos de *feedback* da demanda, $\frac{\partial g^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh}$ e $\frac{\partial r^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh}$, serão negativos enquanto que os efeitos da lucratividade, $\frac{\partial g^*}{\partial h}$ e $\frac{\partial r^*}{\partial h}$, apresentarão sinal positivo.¹⁰³ Já acerca da taxa de exportações líquidas, o termo de *feedback*, $\frac{\partial b^*}{\partial u} \frac{du^*}{dh}$, é positivo, mas o efeito distributivo direto sobre as exportações líquidas, $\frac{\partial b^*}{\partial h}$, pode ser positivo ou negativo. Em todos os casos, não há como saber quais serão os efeitos dominantes, pois isso dependerá dos parâmetros do modelo. Portanto, quando a demanda é *wage-led*, as taxas de acumulação, de lucros¹⁰⁴ e de exportações líquidas podem responder positivamente ou negativamente à distribuição em favor do *profit share*.

Se a demanda for *profit-led*, i.e., $\frac{du^*}{dh} > 0$, por outro lado, os efeitos retroalimentadores, $\frac{\partial g^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh}$ e $\frac{\partial r^*}{\partial u^*} \frac{du^*}{dh}$, serão positivos assim como os efeitos da lucratividade, $\frac{\partial g^*}{\partial h}$ e $\frac{\partial r^*}{\partial h}$. Isso significa que os efeitos distributivos sobre a taxa de acumulação e sobre a taxa de lucros, $\frac{dg^*}{dh}$ e $\frac{dr^*}{dh}$, são, necessariamente, positivos. Já em relação à taxa de exportações líquidas os resultados permanecem os mesmos, pois apesar do efeito *feedback*, $\frac{\partial b^*}{\partial u} \frac{du^*}{dh}$, ser agora negativo, o efeito distributivo direto sobre as exportações líquidas, $\frac{\partial b^*}{\partial h}$, permanece com sinal ambíguo. A Tabela A-3 sintetiza os resultados obtidos até então.

¹⁰³ Ver a nota de rodapé 90.

¹⁰⁴ Para o caso particular em que a demanda responde negativamente a uma redistribuição em favor dos lucros enquanto que a taxa de lucros responde positivamente, diz-se que a economia se encontra em um regime de demanda *wage-led* com estrangulamento dos lucros (*profit squeeze*). Marglin e Bhaduri (1991) analisam esse fenômeno e afirmam que ele pode ser explicado por uma combinação entre as pressões sobre o crescimento da produtividade e dos salários. A desaceleração do crescimento da produtividade juntamente com a aceleração do crescimento salarial pode fazer com que a produtividade cresça a uma taxa inferior à salarial, prejudicando, consequentemente, os lucros.

Tabela A-3 – Efeitos parciais no modelo Bhaduri-Marglin

Variável	Efeito parcial		
	s_{Π}	s_W	h
u	$\frac{du^*}{ds_W} = -\frac{1}{\varepsilon} \frac{\widehat{d\sigma^*}}{ds_W} < 0$	$\frac{\partial u^*}{\partial s_{\Pi}} = -\frac{1}{\varepsilon} \frac{\widehat{\partial \sigma^*}}{\partial s_{\Pi}} < 0$	$\frac{\partial u^*}{\partial h} = \frac{1}{\varepsilon} \left[\left(\frac{\widehat{\partial g^*}}{\partial h} - \frac{\widehat{\partial \sigma^*}}{\partial h} \right) + \frac{\widehat{\partial b^*}}{\partial h} \right] \leq 0$
g	$\frac{dg^*}{ds_W} = \frac{\widehat{\partial g^*}}{\partial u^*} \frac{\widehat{du^*}}{ds_W} < 0$	$\frac{\partial g^*}{\partial s_{\Pi}} = \frac{\widehat{\partial g^*}}{\partial u^*} \frac{\widehat{\partial u^*}}{\partial s_{\Pi}} < 0$	$\frac{\partial g^*}{\partial h} = \frac{\widehat{\partial g^*}}{\partial u^*} \frac{\widehat{\partial u^*}}{\partial h} + \frac{\widehat{\partial g^*}}{\partial h} \begin{cases} \leq 0 \text{ se } \frac{\partial u^*}{\partial h} < 0 \\ > 0 \text{ se } \frac{\partial u^*}{\partial h} > 0 \end{cases}$
r	$\frac{dr^*}{ds_W} = \frac{\widehat{\partial r^*}}{\partial u^*} \frac{\widehat{du^*}}{ds_W} < 0$	$\frac{\partial r^*}{\partial s_{\Pi}} = \frac{\widehat{\partial r^*}}{\partial u^*} \frac{\widehat{\partial u^*}}{\partial s_{\Pi}} < 0$	$\frac{\partial r^*}{\partial h} = \frac{\widehat{\partial r^*}}{\partial u^*} \frac{\widehat{\partial u^*}}{\partial h} + \frac{\widehat{\partial r^*}}{\partial h} \begin{cases} \leq 0 \text{ se } \frac{\partial u^*}{\partial h} < 0 \\ > 0 \text{ se } \frac{\partial u^*}{\partial h} > 0 \end{cases}$
b	$\frac{db^*}{ds_W} = \frac{\widehat{\partial b^*}}{\partial u^*} \frac{\widehat{du^*}}{ds_W} > 0$	$\frac{\partial b^*}{\partial s_{\Pi}} = \frac{\widehat{\partial b^*}}{\partial u^*} \frac{\widehat{\partial u^*}}{\partial s_{\Pi}} > 0$	$\frac{\partial b^*}{\partial h} = \frac{\widehat{\partial b^*}}{\partial u^*} \frac{\widehat{\partial u^*}}{\partial h} + \frac{\widehat{\partial b^*}}{\partial h} \begin{cases} \leq 0 \text{ se } \frac{\partial u^*}{\partial h} < 0 \\ \leq 0 \text{ se } \frac{\partial u^*}{\partial h} > 0 \end{cases}$

Um outro aspecto importante da análise é identificar o regime geral da economia. Isso significa classificá-la conforme os regimes de demanda e acumulação. Como os resultados revelam, se a demanda for *wage-led*, a acumulação pode ser *wage-led* ou *profit-led*. O primeiro caso configura um regime geral *wage-led* enquanto que o segundo é um regime intermediário. Se a demanda for *profit-led*, a acumulação necessariamente também o será. Nesse caso, diz-se que o regime geral é *profit-led*. As últimas igualdades expressas em (A.24) e (A.25) permitem formular as condições para cada uma dessas constelações generalizadas. Essas condições envolvem os termos em colchetes $\left[\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right]$ e $\left[\left(\frac{\partial u}{\partial g} \left(\frac{\partial \sigma}{\partial u} + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right) \frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma}{\partial u} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right]$, que determinam os sinais dos efeitos distributivos sobre a taxa de utilização e a taxa de acumulação, $\frac{du^*}{dh}$ e $\frac{dg^*}{dh}$. É interessante notar que o termo $\left[\left(\frac{\partial u}{\partial g} \left(\frac{\partial \sigma}{\partial u} + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right) \frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma}{\partial u} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right]$ associado à acumulação sempre será maior do que $\left[\left(\frac{\partial g^*}{\partial h} - \frac{\partial \sigma^*}{\partial h} \right) + \frac{\partial b^*}{\partial h} \right]$, associada à utilização.¹⁰⁵ Isso explica a impossibilidade de correspondência entre um regime de demanda *profit-led* e um regime de

¹⁰⁵ Esse resultado pode ser encontrado ao reorganizar os termos da condição de estabilidade, apresentados em (A.12),

$$\frac{\partial \sigma^*}{\partial u^*} - \frac{\partial g^*}{\partial u^*} - \frac{\partial b^*}{\partial u^*} > 0 \Rightarrow \frac{\partial u^*}{\partial g^*} \left(\frac{\partial \sigma^*}{\partial u^*} - \frac{\partial g^*}{\partial u^*} - \frac{\partial b^*}{\partial u^*} \right) > 0 \Rightarrow \frac{\partial u^*}{\partial g^*} \left(\frac{\partial \sigma^*}{\partial u^*} - \frac{\partial b^*}{\partial u^*} \right) > 1,$$

Portanto, multiplicando a desigualdade por $\frac{\partial g^*}{\partial h}$,

$$\frac{\partial u^*}{\partial g^*} \left(\frac{\partial \sigma^*}{\partial u^*} - \frac{\partial b^*}{\partial u^*} \right) \frac{\partial g^*}{\partial h} > \frac{\partial g^*}{\partial h}.$$

acumulação *wage-led* no modelo. As condições para cada uma dessas configurações gerais são apresentadas na Tabela A-4.

Tabela A-4 – Condições para os regimes gerais no modelo Bhaduri-Marglin

Regime	u^*	g^*	Condição
<i>Wage-led</i>	$\frac{du^*}{dh} < 0$	$\frac{dg^*}{dh} < 0$	$\left[\frac{\overline{\partial g^*}}{\partial h} - \frac{\overline{\partial \sigma^*}}{\partial h} \right] + \frac{\overline{\partial b^*}}{\partial h} < \left[\overbrace{\left(\frac{\partial u^*}{\partial g^*} \left(\frac{\partial \sigma^*}{\partial u^*} - \frac{\partial b^*}{\partial u^*} \right) \right)}^{>1} \frac{\overline{\partial g^*}}{\partial h} - \frac{\overline{\partial \sigma^*}}{\partial h} \right] + \frac{\overline{\partial b^*}}{\partial h} < 0$
Intermediário	$\frac{du^*}{dh} < 0$	$\frac{dg^*}{dh} > 0$	$\left[\frac{\overline{\partial g^*}}{\partial h} - \frac{\overline{\partial \sigma^*}}{\partial h} \right] + \frac{\overline{\partial b^*}}{\partial h} < 0 < \left[\overbrace{\left(\frac{\partial u^*}{\partial g^*} \left(\frac{\partial \sigma^*}{\partial u^*} - \frac{\partial b^*}{\partial u^*} \right) \right)}^{>1} \frac{\overline{\partial g^*}}{\partial h} - \frac{\overline{\partial \sigma^*}}{\partial h} \right] + \frac{\overline{\partial b^*}}{\partial h}$
<i>Profit-led</i>	$\frac{du^*}{dh} > 0$	$\frac{dg^*}{dh} > 0$	$0 < \left[\frac{\overline{\partial g^*}}{\partial h} - \frac{\overline{\partial \sigma^*}}{\partial h} \right] + \frac{\overline{\partial b^*}}{\partial h} < \left[\overbrace{\left(\frac{\partial u^*}{\partial g^*} \left(\frac{\partial \sigma^*}{\partial u^*} - \frac{\partial b^*}{\partial u^*} \right) \right)}^{>1} \frac{\overline{\partial g^*}}{\partial h} - \frac{\overline{\partial \sigma^*}}{\partial h} \right] + \frac{\overline{\partial b^*}}{\partial h}$

A.5 Efeitos de variações no profit share sobre a competitividade internacional

Como discutido anteriormente, a taxa real de câmbio é introduzida no modelo como indicador da competitividade internacional. Uma elevação na taxa real de câmbio é traduzida como aumento da competitividade internacional dos produtores domésticos e sua taxa de crescimento pode ser descrita como:

$$\hat{e}^r = \hat{e} + \hat{p}_f - \hat{p}, \quad (\text{A.28})$$

onde $\hat{e}^r \equiv \frac{\dot{e}^r}{e^r} \equiv \frac{de^r}{dt} \frac{1}{e^r}$, $\hat{e} \equiv \frac{\dot{e}}{e} \equiv \frac{de}{dt} \frac{1}{e}$, $\hat{p}_f \equiv \frac{\dot{p}_f}{p_f} \equiv \frac{dp_f}{dt} \frac{1}{p_f}$ e $\hat{p} \equiv \frac{\dot{p}}{p} \equiv \frac{dp}{dt} \frac{1}{p}$ são as taxas de crescimento da taxa real de câmbio, da taxa nominal de câmbio, do nível de preços estrangeiro e do nível de preços doméstico, respectivamente. Observa-se que o crescimento real do câmbio responde positivamente ao aumento nominal do câmbio, ao aumento do nível de preços estrangeiro ou à queda do nível de preços doméstico, *i.e.*, a competitividade pode ser estimulada via depreciação da moeda doméstica/apreciação da moeda estrangeira, inflação do nível de preços estrangeiro ou deflação do nível de preços doméstico.

Para analisar como a taxa real de câmbio responde a um choque redistributivo, primeiramente é necessário escrevê-la em função dos determinantes fundamentais da distribuição de renda, a saber, o *mark-up* de precificação (m) e a razão entre os custos de produção (z). Esse último depende, fundamentalmente, da taxa salarial (w), da taxa nominal de câmbio e do nível de preços estrangeiro. A taxa real de câmbio está relacionada à distribuição

da renda, *i.e.*, ao *profit share* por meio do processo de precificação descrito pela equação (A.4). Partindo da identidade (A.1) e utilizando manipulação algébrica, pode-se reescrever o nível de preços doméstico como função do *profit share*:

$$p = \frac{wa}{1-h} + ep_f\mu = wa \left(\frac{1}{1-h} + z \right). \quad (\text{A.29})$$

A combinação entre a expressão (A.29) e a equação do *profit share*, (A.5), por sua vez, permite visualizar explicitamente os determinantes exógenos da taxa real de câmbio, sendo eles o *mark-up* e a relação entre os custos de produção:

$$e^r \equiv \frac{ep_f}{p} = \frac{z}{\mu \left(\frac{1}{1-h} + z \right)} = \frac{1}{\mu(1+m) \left(\frac{1}{z} + 1 \right)}. \quad (\text{A.30})$$

O uso da regra da cadeia na formulação (A.30) permite analisar como a redistribuição da renda interage com a competitividade internacional. O efeito parcial de uma variação positiva na parcela dos lucros afeta a taxa real de câmbio da seguinte maneira:

$$\frac{\partial e^r}{\partial h} = - \frac{z}{\mu(1+z(1-h))^2} = - \frac{z(1+m(1+z))^2}{\mu((1+m)(1+z))^2} < 0. \quad (\text{A.31})$$

Logo, o efeito parcial redistributivo é negativo. Deve-se considerar, entretanto, que a variação no *profit share* parte do *mark-up* ou da razão entre os custos de produção, que além de afetar a taxa real de câmbio via *profit share*, também a afetam diretamente. Portanto, é necessário analisar separadamente como a taxa de câmbio é afetada conforme os choques sobre as variáveis fundamentais, *vis-a-vis* os efeitos sobre o *profit share*.

Primeiramente, pode-se observar que uma variação no *mark-up* de precificação, *ceteris paribus*, é positivamente associada à parcela dos lucros e negativamente associada à taxa real de câmbio:

$$\begin{aligned} \frac{\partial e^r}{\partial m} &= - \frac{ep_f(wa + ep_f\mu)}{p^2} = - \frac{z(1+z)}{\mu((1+m)(1+z))^2} < 0, \\ \frac{\partial h}{\partial m} &= \frac{1+z}{(1+m(1+z))^2} > 0. \end{aligned} \quad (\text{A.32})$$

O efeito do *mark-up* sobre a taxa real de câmbio e sobre a parcela dos lucros ocorre indiretamente via aumento do nível de preços doméstico. A elevação dos preços domésticos afeta negativamente o câmbio real. Já o *profit share* é positivamente relacionado com o *mark-up* de precificação.

Em segundo, observa-se uma o efeito de um aumento na razão entre os custos de produção sobre a taxa real de câmbio e o *profit share*. Nesse caso, verifica-se que o aumento na razão

entre os custos de produção, *i.e.*, um encarecimento do fator de produção estrangeiro em relação ao doméstico, exerce efeitos positivos tanto sobre a taxa real de câmbio quanto sobre o *profit share*:

$$\begin{aligned}\frac{\partial e^r}{\partial z} &= \frac{(wa)^2(1+m)}{\mu p^2} = \frac{1+m}{\mu((1+m)(1+z))^2} > 0, \\ \frac{\partial h}{\partial z} &= \frac{m}{(1+m(1+z))^2} > 0.\end{aligned}\tag{A.33}$$

A relação entre os custos de produção, como definida aqui, depende positivamente da taxa nominal de câmbio e do nível de preços estrangeiro e negativamente da taxa salarial.

Adicionalmente, é útil verificar como as variações nos determinantes dos custos de produção afetam individualmente a razão entre os custos, a taxa real de câmbio e o *profit share*. Pode-se ver que uma variação na taxa nominal de câmbio, *ceteris paribus*, afeta positivamente a razão entre os custos, a taxa real de câmbio e o *profit share*:

$$\begin{aligned}\frac{\partial z}{\partial e} &= \frac{p_f \mu}{wa} = \frac{z}{e} > 0, \\ \frac{\partial e^r}{\partial e} &= \frac{\partial e^r}{\partial z} \frac{\partial z}{\partial e} = \frac{p_f wa(1+m)}{p^2} = \frac{(1+m) \frac{z}{e}}{\mu((1+m)(1+z))^2} > 0, \\ \frac{\partial h}{\partial e} &= \frac{\partial h}{\partial z} \frac{\partial z}{\partial e} = \frac{m \frac{z}{e}}{(1+m(1+z))^2} > 0.\end{aligned}\tag{A.34}$$

Uma elevação na taxa nominal de câmbio afeta a taxa real de câmbio positivamente tanto de maneira direta quanto indireta, por meio do nível de preços doméstico. O efeito indireto positivo decorre da queda no nível geral de preços, pois a taxa nominal de câmbio elevada reduz a razão entre os custos. A parcela dos lucros também é afetada positivamente pela taxa de câmbio via aumento da razão entre os custos.

Uma variação no nível de preços estrangeiro, *ceteris paribus*, é positivamente relacionada tanto ao *profit share* quanto à competitividade internacional:

$$\begin{aligned}\frac{\partial z}{\partial p_f} &= \frac{e \mu}{wa} = \frac{z}{p_f} > 0 \\ \frac{\partial e^r}{\partial p_f} &= \frac{\partial e^r}{\partial z} \frac{\partial z}{\partial p_f} = \frac{e wa(1+m)}{p^2} = \frac{(1+m) \frac{z}{p_f}}{\mu((1+m)(1+z))^2} > 0, \\ \frac{\partial h}{\partial p_f} &= \frac{\partial h}{\partial z} \frac{\partial z}{\partial p_f} = \frac{m \frac{z}{p_f}}{(1+m(1+z))^2} > 0.\end{aligned}\tag{A.35}$$

Por fim, verifica-se que uma variação na taxa salarial nominal, *ceteris paribus*, é negativamente associada tanto ao *profit share* quanto à taxa real:

$$\begin{aligned}\frac{\partial z}{\partial w} &= -\frac{ep_f\mu}{w^2a} = -\frac{z}{w} < 0, \\ \frac{\partial e^r}{\partial w} &= \frac{\partial e^r}{\partial z} \frac{\partial z}{\partial w} = -\frac{ep_f a(1+m)}{p^2} = -\frac{(1+m)\frac{z}{w}}{\mu((1+m)(1+z))^2} < 0, \\ \frac{\partial h}{\partial w} &= \frac{\partial h}{\partial z} \frac{\partial z}{\partial w} = -\frac{\frac{z}{w}m}{(1+m(1+z))^2} < 0.\end{aligned}\quad (\text{A.36})$$

O aumento da taxa salarial nominal afeta positivamente o nível de preços doméstico ao elevar os custos de produção. Portanto, a taxa real de câmbio é indiretamente afetada pela elevação da taxa salarial nominal, mediante o aumento no nível de preços doméstico. O *profit share* também é afetado negativamente, devido ao efeito adverso associado ao aumento na razão entre os custos.

Combinando os resultados encontrados nas expressões (A.34)-(A.36), pode-se calcular os efeitos totais sobre a razão entre os custos de produção resultantes de uma variação individual em cada uma das variáveis exógenas:

$$\begin{aligned}\frac{dz}{de} &= \frac{\partial z}{\partial e} \frac{de}{de} + \frac{\partial z}{\partial p_f} \frac{dp_f}{de} + \frac{\partial z}{\partial w} \frac{dw}{de} = \frac{\partial z}{\partial e} = \frac{p_f\mu}{wa} = \frac{z}{e} > 0, \\ \frac{dz}{dp_f} &= \frac{\partial z}{\partial e} \frac{de}{dp_f} + \frac{\partial z}{\partial p_f} \frac{dp_f}{dp_f} + \frac{\partial z}{\partial w} \frac{dw}{dp_f} = \frac{\partial z}{\partial p_f} = \frac{e\mu}{wa} = \frac{z}{p_f} > 0, \\ \frac{dz}{dw} &= \frac{\partial z}{\partial e} \frac{de}{dw} + \frac{\partial z}{\partial p_f} \frac{dp_f}{dw} + \frac{\partial z}{\partial w} \frac{dw}{dw} = \frac{\partial z}{\partial w} = -\frac{ep_f\mu}{w^2a} = -\frac{z}{w} < 0.\end{aligned}\quad (\text{A.37})$$

O mesmo pode ser feito em relação ao *profit share*, utilizando os resultados obtidos nas equações (A.32) e (A.33) bem como os resultados produzidos acima na expressão (A.37):

$$\begin{aligned}\frac{dh}{dm} &= \frac{\partial h}{\partial m} \frac{dm}{dm} + \frac{\partial h}{\partial z} \frac{dz}{dm} = \frac{\partial h}{\partial m} = \frac{1+z}{(1+m(1+z))^2} > 0, \\ \frac{dh}{dz} &= \frac{\partial h}{\partial m} \frac{dm}{dz} + \frac{\partial h}{\partial z} \frac{dz}{dz} = \frac{\partial h}{\partial z} = \frac{m}{(1+m(1+z))^2} > 0.\end{aligned}\quad (\text{A.38})$$

Finalmente, combinando os resultados associados à taxa real de câmbio apresentados em (A.32) e (A.33) e os resultados encontrados em (A.37) e (A.38), é possível observar a condição para que o efeito distributivo total sobre a taxa real de câmbio seja positivo:

$$\begin{aligned}
\frac{de^r}{dh} &= \frac{\partial e^r}{\partial h} \frac{dh}{dh} + \frac{\partial e^r}{\partial m} \frac{dm}{dh} + \frac{\partial e^r}{\partial z} \frac{dz}{dh} = \frac{\partial e^r}{\partial h} + \frac{\frac{\partial e^r}{\partial m} dm + \frac{\partial e^r}{\partial z} dz}{\frac{\partial h}{\partial m} dm + \frac{\partial h}{\partial z} dz} \\
&= \left(\frac{(1+m)dz - z(1+z)dm}{(1+z)dm + mdz} - z \right) \left(\frac{(1+m(1+z))^2}{\mu((1+m)(1+z))^2} \right) > 0 \Leftrightarrow \quad (A.39) \\
\left[\frac{\left(\frac{1}{1+z} + m \right)}{2z(1+z)} \right] dz &= \left[\frac{\left(\frac{1}{1+z} + m \right)}{2z(1+z)} \right] \left(\frac{de}{e} + \frac{dp_f}{p_f} - \frac{dw}{w} \right) > dm
\end{aligned}$$

O aumento no *profit share*, portanto, afetará positivamente a taxa real de câmbio se, e somente se, a variação na razão entre os custos de produção, juntamente com seu termo multiplicador, $\left[\left(\frac{1}{1+z} + m \right) / (2z(1+z)) \right]$, superarem a variação no *mark-up* de precificação.

A.6 Restrições do modelo

Enfim, essa seção apresenta explicitamente as restrições ativas do modelo. Esses resultados são encontrados a partir da condição de estabilidade do sistema, equação (A.12) e das restrições impostas ao longo do desenvolvimento apresentado. As restrições sobre os coeficientes técnicos de produção, a e μ são, respectivamente:

$$v \frac{L}{K} \leq a, \quad (A.40)$$

$$v \frac{M}{K} \leq \mu. \quad (A.41)$$

As restrições ativas sobre a razão capital-produto potencial, v , por sua vez, são:

$$0 < v \leq a \frac{K}{L} = \mu \frac{K}{M}. \quad (A.42)$$

Já o parâmetro de *espíritos animais*, α , é restringido da seguinte maneira:

$$\begin{aligned}
-(\tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f) &< \alpha \\
&\leq \left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} + \phi \right) - (\beta + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f). \quad (A.43)
\end{aligned}$$

O efeito marginal da taxa de utilização sobre a taxa de acumulação, β é restrito por:

$$0 < \beta \leq \left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} + \phi \right) - (\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f). \quad (A.44)$$

Por fim, as restrições correspondentes ao efeito do *profit share* sobre a taxa de acumulação, τ , e aos efeitos da taxa real de câmbio, da utilização doméstica e da utilização estrangeira sobre as exportações líquidas, ψ , ϕ , e ζ , respectivamente, bem como as restrições das propensões a poupar a partir dos salários e dos lucros, s_W e s_Π , são condicionadas sobre os outros parâmetros:

$$\left. \begin{aligned} \alpha < -(\tau h + \zeta u_f) &\Rightarrow -(\alpha + \tau h + \zeta u_f) \frac{1}{e^r(h)} < \\ a \geq -(\tau h + \zeta u_f) &\Rightarrow 0 < \end{aligned} \right\} \psi \leq \left(\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} + \phi \right) - (\beta + \alpha + \tau h + \zeta u_f) \right) \frac{1}{e^r(h)}, \quad (\text{A.45})$$

$$\left. \begin{aligned} (s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} &< (\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f + \beta) \Rightarrow (\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f + \beta) - (s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} \leq \\ (s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} &\geq (\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f + \beta) \Rightarrow 0 < \end{aligned} \right\} \phi, \quad (\text{A.46})$$

$$\left. \begin{aligned} \alpha < -(\tau h + \psi e^r(h)) &\Rightarrow -(\alpha + \tau h + \psi e^r(h)) \frac{1}{u_f} < \\ a \geq -(\tau h + \psi e^r(h)) &\Rightarrow 0 < \end{aligned} \right\} < \zeta \leq \left(\left((s_W + (s_\Pi - s_W)h) \frac{1}{v} + \phi \right) - (\beta + \alpha + \tau h + \psi e^r(h)) \right) \frac{1}{u_f}, \quad (\text{A.47})$$

$$\left. \begin{aligned} s_\Pi &< \left((\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f) + (\beta - \phi) \right) v \frac{1}{h} \Rightarrow \left(\left((\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f) + (\beta - \phi) \right) v - s_\Pi h \right) \frac{1}{(1-h)} \leq \\ s_\Pi &\leq \left((\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f) + (\beta - \phi) \right) v \frac{1}{h} \Rightarrow s_W \leq \end{aligned} \right\} s_W < s_\Pi, \quad (\text{A.48})$$

$$\left. \begin{aligned} s_W &< \left((\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f) + (\beta - \phi) \right) v \Rightarrow \left(\left((\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f) + (\beta - \phi) \right) v - (1-h)s_W \right) \frac{1}{h} \leq \\ s_W &\geq \left((\alpha + \tau h + \psi e^r(h) + \zeta u_f) + (\beta - \phi) \right) v \Rightarrow s_W < \end{aligned} \right\} s_\Pi \leq 1. \quad (\text{A.49})$$

Apêndice B – Derivação das Equações Empíricas do Modelo Bhaduri-Marglin¹⁰⁶

Introdução

Nesse apêndice, apresenta-se os desenvolvimentos das equações empíricas introduzidas na subseção 3.2.1.1 do Capítulo 3, utilizadas para estimar os efeitos distributivos sobre a demanda agregada. O objetivo da análise é estimar o efeito distributivo de uma variação na parcela dos lucros (*profit share*) sobre a demanda, visando determinar seu regime. Para isso, estima-se primeiramente os efeitos distributivos sobre os componentes da demanda, que são adicionados para obter o resultado desejado.

Para ver isso, a identidade contábil da demanda agregada pode ser utilizada como ponto de partida. A demanda agregada (Y) é definida como a soma entre seus componentes agregados: consumo (C), investimento agregado (I), exportações líquidas (NX) e despesas governamentais (G).

$$Y = C(u(Y), h) + I(u(Y), h, Z_I) + NX(u(Y), h, Z_{NX}) + G, \quad (B.1)$$

onde as variáveis dependentes são representadas como sendo funções da utilização da capacidade (u), do *profit share* (h) e de Z_I e Z_{NX} , conjuntos de variáveis de controle as quais se supõe como sendo independentes de u e h .¹⁰⁷

Calculando a diferencial total de (B.1), e reorganizando os termos observa-se que a variação da demanda é determinada por um componente distributivo, representado em (B.2) pelo primeiro termo, e por um componente de efeito de *feedback* da demanda sobre seus próprios componentes via utilização da capacidade, expresso no segundo termo:

$$dY = \left(\frac{\partial C}{\partial h} + \frac{\partial I}{\partial h} + \frac{\partial NX}{\partial h} \right) dh + \left(\frac{\partial C}{\partial u} + \frac{\partial I}{\partial u} + \frac{\partial NX}{\partial u} \right) \frac{\partial u}{\partial Y} dY, \quad (B.2)$$

Solucionando (B.2) para $\frac{dY}{dh}$, observa-se que o efeito distributivo sobre a demanda é determinado pelo produto entre o multiplicador m e a soma entre os efeitos distributivos sobre os componentes da demanda agregada:

$$\frac{dY}{dh} = \frac{\left(\frac{\partial C}{\partial h} + \frac{\partial I}{\partial h} + \frac{\partial NX}{\partial h} \right)}{1 - \left(\frac{\partial C}{\partial u} + \frac{\partial I}{\partial u} + \frac{\partial NX}{\partial u} \right) \frac{\partial u}{\partial Y}} = m \left(\frac{\partial C}{\partial h} + \frac{\partial I}{\partial h} + \frac{\partial NX}{\partial h} \right), \quad (B.3)$$

onde $m \equiv \frac{1}{1 - \left(\frac{\partial C}{\partial u} + \frac{\partial I}{\partial u} + \frac{\partial NX}{\partial u} \right) \frac{\partial u}{\partial Y}}$. A condição de estabilidade, portanto, é $\left(\frac{\partial C}{\partial u} + \frac{\partial I}{\partial u} + \frac{\partial NX}{\partial u} \right) \frac{\partial u}{\partial Y} < 1$.

¹⁰⁶ A abordagem apresentada se baseia na proposta por Bowles e Boyer (1995), com adaptações adotadas a partir de Hein (2014).

¹⁰⁷ Como as demonstrações adiante envolvem diferenciação em relação à h , os conjuntos de controle Z_C , Z_I e Z_{NX} serão omitidos.

Para simplificar a análise, desconsidera-se os efeitos de retroalimentação, ou seja, $\frac{\partial u}{\partial Y} = 0$ de maneira que $m = 1$.¹⁰⁸ $\frac{dY}{dh}$ passa a ser expresso simplesmente como a soma entre os efeitos parciais sobre os componentes da demanda,

$$\frac{dY}{dh} = \frac{\partial C}{\partial h} + \frac{\partial I}{\partial h} + \frac{\partial NX}{\partial h}. \quad (\text{B.4})$$

Por fim, é útil expressar a variação em termos do produto. Multiplicando (B.4) por $\frac{1}{Y}$ obtém-se $\frac{dY/dh}{Y}$, que mede a variação percentual de Y causada por uma variação de um ponto percentual em h ,

$$\frac{dY/dh}{Y} = \frac{\partial C/\partial h}{Y} + \frac{\partial I/\partial h}{Y} + \frac{\partial NX/\partial h}{Y}. \quad (\text{B.5})$$

O efeito composto pela soma $\frac{\partial C/\partial h}{Y} + \frac{\partial I/\partial h}{Y}$ representa o indicador do regime de demanda doméstica. O regime é considerado *wage-led* quando a soma é menor do que zero e *profit-led* quando maior. A adição do termo $\frac{\partial NX/\partial h}{Y}$ à demanda doméstica produz a demanda total, $\frac{dY/dh}{Y}$, e emprega-se o mesmo procedimento de análise.

É necessário ainda encontrar uma forma de estimar os efeitos distributivos sobre os componentes $\frac{\partial C/\partial h}{Y}$, $\frac{\partial I/\partial h}{Y}$ e $\frac{\partial NX/\partial h}{Y}$. Para isso estima-se as funções de consumo, investimento e exportações líquidas.

B.1 Equação de consumo

Para estimar o efeito distributivo sobre o consumo, utiliza-se uma formulação baseada nas propensões a consumir. Parte-se do consumo como função dos salários e lucros:

$$C = C(W, \Pi). \quad (\text{B.6})$$

Diferenciando essa expressão em relação ao *profit share*, encontra-se:

$$\begin{aligned} \frac{\partial C}{\partial h} &= \frac{\partial \left(\frac{\partial C}{\partial W} W + \frac{\partial C}{\partial \Pi} \Pi \right)}{\partial h} = \frac{\partial \left(\frac{\partial C}{\partial W} (1-h)Y + \frac{\partial C}{\partial \Pi} hY \right)}{\partial h} = \\ &= -\frac{\partial C}{\partial W} \left(Y + (1-h) \frac{\partial Y}{\partial h} \right) + \frac{\partial C}{\partial \Pi} \left(Y + h \frac{\partial Y}{\partial h} \right) \\ &= \left[-\frac{\partial C}{\partial W} Y + \frac{\partial C}{\partial \Pi} Y \right] + \left[\left(-\frac{\partial C}{\partial W} (1-h) + \frac{\partial C}{\partial \Pi} h \right) \frac{\partial Y}{\partial h} \right]. \end{aligned} \quad (\text{B.7})$$

¹⁰⁸ Onaran e Galanis (2014) desenvolvem um modelo om a inclusão do multiplicador.

Observa-se que o efeito parcial pode ser dividido em dois componentes. O primeiro termo de (B.7) é o efeito distributivo direto enquanto que o segundo representa um componente indireto. Supondo que o efeito retroativo da demanda $\left[\left(-\frac{\partial C}{\partial W} (1-h) + \frac{\partial C}{\partial \Pi} h \right) \frac{\partial Y}{\partial h} \right]$ é igual a 0 e multiplicando (B.7) por $\frac{1}{Y}$, produz-se:

$$\frac{\partial C / \partial h}{Y} = -\frac{\partial C}{\partial W} + \frac{\partial C}{\partial \Pi} \quad (\text{B.8})$$

Ou seja, o efeito distributivo sobre o consumo equivale à diferença entre a propensão a consumir a partir dos lucros e a propensão a consumir a partir dos salários. Utilizando manipulação algébrica em (B.8), obtém-se um resultado útil:

$$\frac{\partial C / \partial h}{Y} = -\left(\frac{\partial C}{\partial W} \frac{W}{C} \right) \frac{C}{W} + \left(\frac{\partial C}{\partial \Pi} \frac{\Pi}{C} \right) \frac{C}{\Pi} = -\varepsilon_{C,W} \frac{C}{W} + \varepsilon_{C,\Pi} \frac{C}{\Pi} \quad (\text{B.9})$$

Para calcular $\frac{\partial C / \partial h}{Y}$ pode-se utilizar a elasticidade do consumo em relação aos salários e aos lucros agregados, $\varepsilon_{C,W} \equiv \frac{\partial C}{\partial W} \frac{W}{C}$ e $\varepsilon_{C,\Pi} \equiv \frac{\partial C}{\partial \Pi} \frac{\Pi}{C}$. Isso sugere que, em termos práticos, é possível estimá-las diretamente por meio de uma regressão *log-log* do consumo em relação aos agregados remunerativos. Restaria ainda determinar que valores usar para calcular os termos que multiplicam as elasticidades, $\frac{C}{W}$ e $\frac{C}{\Pi}$. De acordo com Hein (2014) costuma-se utilizar médias amostrais ou valores iniciais/finais das séries.¹⁰⁹

B.2 Equação de investimento

Para a equação de investimento, adota-se a seguinte formulação:

$$I = I(u, h). \quad (\text{B.10})$$

Diferenciando o investimento em relação ao *profit share*, obtém-se:

$$\frac{\partial I}{\partial h} = \frac{\partial I}{\partial u} + \frac{\partial I}{\partial u} \frac{\partial u}{\partial Y} \frac{\partial Y}{\partial h}. \quad (\text{B.11})$$

Supondo que o componente de *feedback* $\frac{\partial I}{\partial u} \frac{\partial u}{\partial Y} \frac{\partial Y}{\partial h} = 0$ e multiplicando a expressão por $\frac{1}{Y}$:

$$\frac{\partial I / \partial h}{Y} = \frac{\partial I}{\partial h} \frac{1}{Y}. \quad (\text{B.12})$$

(B.12) pode ser manipulado algebricamente para obter o efeito em termos da elasticidade do investimento em relação ao *profit share*:

¹⁰⁹ Inclusive, ele sugere a utilização de todos para comparação entre os efeitos médio, inicial e final para buscar evidências de deslocamentos nos regimes. Stockhammer e Ederer (2008) Stockhammer, Onaran e Ederer (2009) Stockhammer, Hein e Grafl (2011) e Onaran, Stockhammer e Grafl (2011) utilizam essa técnica em sua aplicação empírica.

$$\frac{\partial I / \partial h}{Y} = \left(\frac{\partial I}{\partial h} \frac{h}{I} \right) \frac{I}{h} \frac{1}{Y} = \varepsilon_{I,h} \frac{I}{\Pi}. \quad (\text{B.13})$$

Esse é um padrão similar ao observado para a equação de consumo e $\varepsilon_{I,h}$ pode ser estimado utilizando a mesma abordagem.

B.3 Equação de exportações líquidas

A equação de exportações líquidas é modelada de forma semelhante à equação de investimento. Portanto, as derivações são omitidas para evitar repetições. Abaixo apresenta-se apenas os resultados.

$$NX = NX(u, h). \quad (\text{B.14})$$

$$\frac{\partial NX}{\partial h} = \frac{\partial NX}{\partial h} + \frac{\partial NX}{\partial u} \frac{\partial u}{\partial Y} \frac{\partial Y}{\partial h} \quad (\text{B.15})$$

$$\frac{\partial NX}{\partial u} \frac{\partial u}{\partial Y} \frac{\partial Y}{\partial h} = 0 \Rightarrow \frac{\partial NX / \partial h}{Y} = \left(\frac{\partial NX}{\partial h} \frac{h}{NX} \right) \frac{NX}{h} \frac{1}{Y} = \varepsilon_{NX,h} \frac{NX}{\Pi}. \quad (\text{B.16})$$

Apêndice C – Os Estimadores *GMM*, *Difference GMM* e *System GMM*¹¹⁰

Introdução

O presente apêndice discute em maiores detalhes o ferramental econométrico relevante para a estimação de modelos com dados em painel apresentado na subseção 3.2.1.3 do Capítulo 3. O objetivo dessa apresentação é fornecer uma introdução formal e ao mesmo tempo didática¹¹¹ ao estimador por método de momentos generalizados (*GMM*) e suas extensões associadas a painéis dinâmicos.¹¹² Inicia-se a apresentação na seção C.1 com uma derivação formal do estimador *GMM*. Em seguida, na seção C.2 introduz-se no modelo um elemento dinâmico e discute-se como os estimadores para painéis dinâmicos, *difference GMM* e *system GMM*, podem ser utilizados para obter estimativas consistentes dos parâmetros.

C.1 A estrutura fundamental: o estimador *GMM*

O estimador *GMM* foi desenvolvido por Hansen (1982) como uma generalização do método de momentos. Isso significa que suas estimativas se baseiam na minimização de uma métrica generalizada para o vetor de momentos. A presente seção apresenta em maiores detalhes o estimador *GMM*, explorando suas características e propriedades de amostra finita e assintótica. Primeiramente descreve-se o modelo de regressão populacional e as hipóteses adotadas por ele. Em seguida, o estimador *GMM* é formalmente apresentado. Logo após deriva-se as propriedades do estimador e, por fim, discute-se a questão da factibilidade ao empregá-lo na prática.

C.1.1 O modelo populacional pressuposto pelo estimador *GMM*

O *GMM* linear é utilizado para estimar os coeficientes do seguinte modelo de regressão:

$$y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \quad (\text{C.1})$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}' \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (\text{C.2})$$

$$E[\varepsilon_i | \mathbf{z}_i] = 0 \quad (\text{C.3})$$

onde y_i e ε_i são variáveis aleatórias, $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, \dots, x_{ik})'$ é um vetor coluna de K regressores, $\mathbf{z}_i = (z_{i1}, \dots, z_{il})'$ é um vetor coluna de L instrumentos,¹¹³ $\mathbf{x}_i$ e $\mathbf{z}_i$ podem compartilhar

¹¹⁰ Os desenvolvimentos a seguir adaptam elementos de Roodman (2009) e Greene (2012).

¹¹¹ A apresentação de demonstrações mais técnicas é reservada para as notas de rodapé.

¹¹² Recomenda-se que o leitor esteja familiarizado com as abordagens de estimação por variáveis instrumentais e por mínimos quadrados generalizados. Ver, por exemplo, Greene (2012), em particular os capítulos 8 e 9.

¹¹³ Variáveis instrumentais apresentam as seguintes características, conforme as condições de exogeneidade e relevância: $E[\varepsilon_i | \mathbf{z}_i] = 0$ e $E[\mathbf{x}_i | \mathbf{z}_i] = \boldsymbol{\eta}_i \neq 0, \forall i = 1, \dots, n$ e $j = 1, \dots, n$. Um resultado importante pode ser derivado ao se combinar a condição de exogeneidade e a lei das expectativas iteradas:

$$E[\mathbf{x}_i \varepsilon_i] = E[E[\mathbf{x}_i \varepsilon_i | \mathbf{x}_i]] = E[\mathbf{x}_i E[\varepsilon_i | \mathbf{x}_i]] = \mathbf{0}.$$

elementos, e β é um vetor coluna de coeficientes. Utiliza-se $\mathbf{X}$, $\mathbf{y}$, e $\mathbf{Z}$ para representar as matrizes de n observações associadas a x_{ik} , y_i , e z_{ij} , e utiliza-se a definição $\varepsilon = \mathbf{y} - \mathbf{X}\beta$. Dada uma estimativa, $\mathbf{b}$, os resíduos empíricos são $\mathbf{e} = (e_1, \dots, e_n)' = \mathbf{Y} - \mathbf{X}\mathbf{b}$.

Supõe-se que a amostra satisfaz as condições de identificação e que todas as variáveis são assintoticamente bem-comportadas,¹¹⁴ de maneira que a lei dos grandes números¹¹⁵ é aplicável. Além disso, assume-se que os erros podem apresentar heteroscedasticidade e/ou autocorrelação,¹¹⁶ que a matriz de covariância dos erros, Ω , é simétrica e definida positiva, e que o sistema como um todo é conjuntamente estacionário e ergódico.

C.1.2 O estimador GMM

Primeiramente, reformula-se o modelo de regressão linear premultiplicando a equação (C.2) pela matriz de correção $\mathbf{Z}'\mathbf{P}$ obtida por meio da decomposição espectral de Ω , com $\Omega^{-1} = \mathbf{P}'\mathbf{P}$.¹¹⁷ O modelo de regressão corrigido é,

$$\mathbf{y}_* = \mathbf{X}'_*\beta + \varepsilon_*, \quad (\text{C.4})$$

onde o subscrito $*$ indica uma matriz ou vetor premultiplicado por $\mathbf{Z}'\mathbf{P}$. Observa-se que a equação (C.4) apresenta erros esféricos.¹¹⁸

¹¹⁴ Variáveis assintoticamente bem-comportadas satisfazem as condições de Grenander (GREENE, 2012, p. 65). Em termos práticos, essa hipótese implica que:

$$\begin{aligned} \text{plim} \frac{1}{n} \mathbf{X}'\mathbf{X} &= \mathbf{Q}_{XX} \\ \text{plim} \frac{1}{n} \mathbf{Z}'\mathbf{Z} &= \mathbf{Q}_{ZZ} \\ \text{plim} \frac{1}{n} \mathbf{Z}'\mathbf{X} &= \mathbf{Q}_{ZX} \end{aligned}$$

onde $\mathbf{Q}_{XX}$, $\mathbf{Q}_{ZZ}$ e $\mathbf{Q}_{ZX}$ são definidas positivas.

¹¹⁵ O conceito da lei dos grandes números aqui adotado implica que, se uma variável x_i é i.i.d. com média finita $E[x_i] = \mu$, grandes amostras de x_i convergirão em média para o parâmetro populacional μ , i.e., $\text{plim} \bar{x}_n = E[x_i] = \mu$. Essa é uma importante ferramenta para compreender a lógica do processo assintótico atribuído ao estimador (ver as notas de rodapé 125-128).

¹¹⁶ De particular interesse são as seguintes implicações dessas hipóteses. A heteroscedasticidade afirma que:

$$\text{Var}[\varepsilon_i | \mathbf{z}_i] = E[\varepsilon_i^2 | \mathbf{z}_i] = \sigma^2 \omega_i,$$

enquanto que autocorrelação implica em:

$$\text{Cov}[\varepsilon_t, \varepsilon_s | \mathbf{z}_i] = E[\varepsilon_t \varepsilon_s | \mathbf{z}_i] = \sigma^2 \rho_{|t-s|} \quad \forall t \neq s.$$

Conjuntamente, essas duas hipóteses implicam em erros não-esféricos, i.e.,

$$E[\varepsilon \varepsilon' | \mathbf{Z}] = \sigma^2 \begin{bmatrix} \omega_1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{|1-n|} \\ \rho_1 & \omega_2 & \cdots & \rho_{|2-n|} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{|n-1|} & \rho_{|n-2|} & \cdots & \omega_n \end{bmatrix} = \sigma^2 \Omega.$$

¹¹⁷ A decomposição espectral resulta em,

$$\Omega = \mathbf{C}\mathbf{A}\mathbf{C}' \Rightarrow \Omega^{-1} = (\mathbf{C}\mathbf{A}\mathbf{C}')^{-1} = \mathbf{C}\mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}' = \mathbf{P}'\mathbf{P}.$$

¹¹⁸ A matriz de covariância corrigida é

$$E[\varepsilon_* \varepsilon'_* | \mathbf{Z}] = E[\mathbf{Z}'\mathbf{P}\varepsilon \varepsilon' \mathbf{P}'\mathbf{Z} | \mathbf{Z}] = \mathbf{Z}'\mathbf{P} E[\varepsilon \varepsilon' | \mathbf{Z}] \mathbf{P}'\mathbf{Z} = \sigma^2 \mathbf{Z}'\mathbf{P}(\mathbf{P}'\mathbf{P})^{-1}\mathbf{P}'\mathbf{Z} = \sigma^2 \mathbf{Z}'\mathbf{P}\mathbf{P}^{-1}\mathbf{P}'\mathbf{Z} = \sigma^2 \mathbf{Z}'\mathbf{Z}.$$

O estimador pelo método de momentos generalizados aqui apresentado,¹¹⁹

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= (\mathbf{X}'_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}'_*\mathbf{y}_* = (\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{P}'\mathbf{P}\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{P}'\mathbf{P}\mathbf{Z}'\mathbf{y} \\ &= (\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{y},\end{aligned}\quad (\text{C.5})$$

pode ser interpretado como um estimador por mínimos quadrados da equação (C.4).¹²⁰ Alternativamente, pode-se enxergar o estimador como sendo a solução que minimiza a magnitude definida pela métrica generalizada $\left\|\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{e}\right\|_{\text{GMM}}$ ¹²¹, sendo $\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{e}$ o vetor de momentos generalizados. A métrica *GMM* se baseia em uma forma quadrática construída sobre $\mathbf{\Omega}$, que pondera os momentos $\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{e}$.

¹¹⁹ Pode-se também representar o estimador como função linear do vetor de erros, $\boldsymbol{\varepsilon}$, que é uma expressão útil para os desenvolvimentos seguintes:

$$\hat{\beta} = \beta + (\mathbf{X}'_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}'_*\boldsymbol{\varepsilon}_* = \beta + \left(\frac{1}{n}\mathbf{X}'_*\mathbf{X}_*\right)^{-1}\frac{1}{n}\mathbf{X}'_*\boldsymbol{\varepsilon}_*$$

¹²⁰ O estimador é obtido por meio da minimização da soma dos quadrados dos elementos do vetor de resíduos, $\mathbf{e}_*$, encontrado na versão estimada da equação (C.4),

$$\mathbf{y}_* = \mathbf{X}'_*\hat{\beta} + \mathbf{e}_*.$$

A soma dos quadrados dos resíduos é

$$\mathbf{e}_*'\mathbf{e}_* = (\mathbf{y}_* - \mathbf{X}'_*\hat{\beta})'(\mathbf{y}_* - \mathbf{X}'_*\hat{\beta}) = \mathbf{y}_*'\mathbf{y}_* - \hat{\beta}'\mathbf{X}'_*\mathbf{y}_* - \mathbf{y}_*'\mathbf{X}'_*\hat{\beta} + \hat{\beta}'\mathbf{X}'_*\mathbf{X}'_*\hat{\beta} = \mathbf{y}_*'\mathbf{y}_* - 2\mathbf{y}_*'\mathbf{X}'_*\hat{\beta} + \hat{\beta}'\mathbf{X}'_*\mathbf{X}'_*\hat{\beta}.$$

Minimizando esta expressão, encontra-se as equações normais,

$$\frac{\partial \mathbf{e}_*'\mathbf{e}_*}{\partial \hat{\beta}} = -2\mathbf{X}'_*\mathbf{y}_* + 2\mathbf{X}'_*\mathbf{X}'_*\hat{\beta} = \mathbf{0}.$$

Solucionado esta expressão para $\hat{\beta}$:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}'_*\mathbf{y}_* \quad \blacksquare.$$

¹²¹ Para ver isso, suponha um estimador $\mathbf{b}_0$ associado aos resíduos $\mathbf{e}_0$. Diferenciando a métrica $\left\|\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{e}_0\right\|_{\text{GMM}}$ em relação a $\mathbf{b}_0$ usando a regra da cadeia, encontra-se:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \left\|\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{e}_0\right\|_{\text{GMM}}}{\partial \mathbf{b}_0} &= \frac{\partial \left\|\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{e}_0\right\|_{\text{GMM}}}{\partial \mathbf{e}_0} \frac{\partial \mathbf{e}_0}{\partial \mathbf{b}_0} = \frac{\partial \left(\frac{1}{n}\mathbf{e}_0'\mathbf{Z}\mathbf{A}\mathbf{Z}'\mathbf{e}_0\right)}{\partial \mathbf{e}_0} \frac{\partial (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\mathbf{b}_0)}{\partial \mathbf{b}_0} = \left(-2\frac{1}{n}\right)\mathbf{Z}\mathbf{A}\mathbf{Z}'\mathbf{e}_0\mathbf{X} \\ &= \left(-2\frac{1}{n}\right)\mathbf{e}_0'\mathbf{Z}\mathbf{A}\mathbf{Z}'\mathbf{X}\end{aligned}$$

O ponto crítico é associado a $\partial \left\|\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{e}_0\right\|_{\text{GMM}}/\partial \mathbf{b}_0 = \mathbf{0}$ e, portanto, a $\mathbf{e}_0'\mathbf{Z}\mathbf{A}\mathbf{Z}'\mathbf{X} = \mathbf{0}$. Solucionando essa expressão para $\mathbf{b}_0$ resulta no estimador que minimiza $\left\|\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{e}_0\right\|_{\text{GMM}}$:

$$\mathbf{b}_0 = (\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{A}\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{A}\mathbf{Z}'\mathbf{y}.$$

Resta selecionar a matriz $\mathbf{A}$ que torna o estimador eficiente. Idealmente, $\mathbf{A}$ deve ponderar os momentos na proporção inversa de suas variâncias e covariâncias. Em geral, para eficiência, pondera-se pelo inverso da variância dos momentos populacionais, $\mathbf{\Omega}^{-1}$. Encontra-se, portanto, o estimador *GMM*:

$$\hat{\beta} = \underset{\mathbf{b}_0}{\operatorname{argmin}} \left\|\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\mathbf{e}_0\right\|_{\text{GMM}} = (\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{y} \quad \blacksquare.$$

É simples ver porque esses resultados coincidem com os apresentados na nota de rodapé anterior. A estimação por mínimos quadrados projeta $\mathbf{y}$ no espaço coluna de $\mathbf{X}$. A estimação *GMM*, por sua vez, se baseia na projeção de $\mathbf{Z}'\mathbf{y}$ no espaço coluna de $\mathbf{Z}'\mathbf{X}$. Ao utilizar a estratégia de projetar $\mathbf{y}_*$ no espaço coluna de $\mathbf{X}_*$, simula-se as condições para mínimos quadrados, mas é o *GMM* que está efetivamente sendo utilizado.

C.1.3 Propriedades do estimador *GMM*

$\hat{\beta}$ é não-viesado¹²² e possui variância constante¹²³ e mínima¹²⁴, satisfazendo as condições para eficiência do teorema de Gauss-Markov. Por outro lado, o estimador é

¹²² Para concluir que o estimador é não-viesado, basta calcular o valor esperado de $\hat{\beta}$ e verificar sua equivalência a β ,

$$E[\hat{\beta}|\mathbf{X}_*] = E[\beta + (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\boldsymbol{\varepsilon}_*|\mathbf{X}_*] = E[\beta|\mathbf{X}_*] + E[(\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\boldsymbol{\varepsilon}_*|\mathbf{X}_*] = \beta + (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbb{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_*|\mathbf{X}_*] = \beta \quad \blacksquare.$$

¹²³ A matriz de covariância do estimador é

$$\begin{aligned} \text{Var}[\hat{\beta}|\mathbf{X}_*] &= E[(\hat{\beta} - \beta)^2|\mathbf{X}_*] = E[(\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\boldsymbol{\varepsilon}_*](\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\boldsymbol{\varepsilon}_*|\mathbf{X}_*] \\ &= (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbb{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_*\boldsymbol{\varepsilon}_*'\mathbf{X}_*|\mathbf{X}_*]\mathbf{X}_*(\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1} = \sigma^2(\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{X}_*(\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1} \quad \blacksquare. \end{aligned}$$

¹²⁴ Supõe-se um outro estimador linear qualquer $\mathbf{b}_0 = \mathbf{C}\mathbf{y}_*$, onde $\mathbf{C}$ é uma matriz $K \times n$. Este estimador possui formalização idêntica ao de $\hat{\beta}$ para $\mathbf{C} \equiv (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'$. Se $\mathbf{b}_0$ é não-viesado, então,

$$\mathbb{E}[\mathbf{b}_0] = \beta \Leftrightarrow \mathbb{E}[\mathbf{C}\mathbf{y}_*] = \mathbb{E}[\mathbf{C}\mathbf{X}_*\beta + \mathbf{C}\boldsymbol{\varepsilon}_*] = \mathbb{E}[\mathbf{C}\mathbf{X}_*\beta] = \beta \Leftrightarrow \mathbf{C}\mathbf{X}_* = \mathbf{I}.$$

A variância deste estimador é

$$\text{Var}[\mathbf{b}_0|\mathbf{X}_*] = \mathbb{E}[(\mathbf{b}_0 - \beta)^2|\mathbf{X}_*] = \mathbb{E}[(\mathbf{C}\boldsymbol{\varepsilon}_*)^2|\mathbf{X}_*] = \sigma^2\mathbf{C}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{C}'.$$

Supõe-se agora que,

$$\mathbf{D} \equiv \mathbf{C} - (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*',$$

de maneira que,

$$\mathbf{D}\mathbf{y}_* = (\mathbf{C} - (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*')\mathbf{y}_* = \mathbf{C}\mathbf{y}_* - (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbf{y}_* = \mathbf{b}_0 - \hat{\beta}.$$

Então, substituindo $\mathbf{C} \equiv \mathbf{D} + (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'$

$$\begin{aligned} \text{Var}[\mathbf{b}_0|\mathbf{X}_*] &= \sigma^2\mathbf{C}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{C}' = \sigma^2(\mathbf{D} + (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*')\mathbf{Z}'\mathbf{Z}(\mathbf{D} + (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*')' \\ &= \sigma^2(\mathbf{D}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{D}' + 2\mathbf{D}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{X}_*(\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1} + (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{X}_*(\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}). \end{aligned}$$

Mas sabe-se que,

$$\mathbf{C}\mathbf{X}_* = \mathbf{I} = \mathbf{D}\mathbf{X}_* + (\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_* = \mathbf{D}\mathbf{X}_* + \mathbf{I},$$

logo $\mathbf{D}\mathbf{X}_* = \mathbf{0} \Rightarrow \mathbf{D}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{X}_* = \mathbf{0}$ e, portanto,

$$\text{Var}[\mathbf{b}_0|\mathbf{X}_*] = \sigma^2\mathbf{D}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{D}' + \sigma^2(\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{X}_*(\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_*)^{-1} = \sigma^2\mathbf{D}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{D}' + \text{Var}[\hat{\beta}|\mathbf{X}_*].$$

Como a forma quadrática $\mathbf{D}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{D}'$ é $\mathbf{q}'\mathbf{D}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{D}'\mathbf{q} = \mathbf{v}'\mathbf{v} \geq 0$, a matriz de covariância de $\mathbf{b}_0$ equivale à matriz de covariância de $\hat{\beta}$ adicionada a uma matriz definida não-negativa. Portanto, cada forma quadrática em $\text{Var}[\mathbf{b}_0|\mathbf{X}_*]$ é maior do que a forma quadrática correspondente em $\text{Var}[\hat{\beta}|\mathbf{X}_*]$, o que estabelece o seguinte resultado,

$$\text{Var}[\mathbf{b}_0|\mathbf{X}_*] \geq \text{Var}[\hat{\beta}|\mathbf{X}_*]. \quad \blacksquare$$

assintoticamente consistente¹²⁵ e normalmente distribuído,¹²⁶ e sua matriz de covariância assintótica é mínima,¹²⁷ i.e., o estimador apresenta eficiência assintótica.

¹²⁵ Para estabelecer consistência, calcula-se o limite de probabilidade do estimador e verifica-se se este equivale ao parâmetro populacional,

$$\text{plim } \hat{\beta} = \text{plim} \left[\beta + \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} \frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \varepsilon_* \right] = \beta + \left\{ \text{plim} \left[\left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} \right] \text{plim} \left[\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \varepsilon_* \right] \right\}.$$

O primeiro termo entre chaves tende à inversa uma matriz definida positiva, devido à hipótese de bom comportamento dos dados,

$$\text{plim} \left[\left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} \right] = \mathbf{Q}_{\mathbf{X}*}^{-1}.$$

O segundo termo entre chaves pode ser reescrito como um vetor de médias aritméticas,

$$\text{plim} \left[\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \varepsilon_* \right] = \text{plim} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_{*i} \varepsilon_{*i} \right] \equiv \text{plim} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{w}_i \right] = \text{plim } \bar{\mathbf{w}}.$$

Utilizando a lei dos grandes números e a lei das expectativas iteradas,

$$\text{plim } \bar{\mathbf{w}} = \text{plim } E[\mathbf{w}_i] = \text{plim } E[\mathbf{x}_{*i} \varepsilon_{*i}] = \text{plim } E[E[\mathbf{x}_{*i} \varepsilon_{*i} | \mathbf{x}_{*i}]] = \text{plim } E[\mathbf{x}_{*i} E[\varepsilon_{*i} | \mathbf{x}_{*i}]] = \mathbf{0}.$$

Portanto,

$$\text{plim } \hat{\beta} = \beta \quad \blacksquare.$$

¹²⁶ Para estabelecer a distribuição assintótica do estimador, primeiramente é necessário utilizar uma formulação à qual se possa aplicar o teorema do limite central, logo:

$$\begin{aligned} \sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta) &= \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} \sqrt{n} \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \varepsilon_* \right) = \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} \sqrt{n} \bar{\mathbf{w}} = \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} \sqrt{n}(\bar{\mathbf{w}} - \mathbf{0}) \\ &= \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} [\sqrt{n}(\bar{\mathbf{w}} - E[\mathbf{w}_i])] \end{aligned}$$

($E[\mathbf{w}_i]$ foi calculado na nota de rodapé prévia). Observa-se que $\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta)$ é uma transformação linear do termo $[\sqrt{n}(\bar{\mathbf{w}} - E[\mathbf{w}_i])]$. Portanto, a distribuição limitante, conforme o teorema do limite central e a hipótese de bom comportamento dos dados, é

$$\begin{aligned} \sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta) &\xrightarrow{d} N \left[\text{plim} \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} \text{plim}(\sqrt{n} E[\mathbf{w}_i]), \text{plim} \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} \text{plim}(n \text{Var}[\mathbf{w}_i]) \text{plim} \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{X}_* \right)^{-1} \right] \\ &= N[\mathbf{0}, \mathbf{Q}_{\mathbf{X}*}^{-1} \text{plim}(n \text{Var}[\mathbf{w}_i]) \mathbf{Q}_{\mathbf{X}*}^{-1}]. \end{aligned}$$

Basta calcular o termo $\text{Var}[\mathbf{w}_i]$,

$$\begin{aligned} \text{Var}[\mathbf{w}_i] &= \text{Var}[E[\mathbf{w}_i | \mathbf{X}_*]] + E[\text{Var}[\mathbf{w}_i | \mathbf{X}_*]] \\ &= \text{Var} \left[E \left[\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \varepsilon_* | \mathbf{X}_* \right] \right] + E \left[E \left[\left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \varepsilon_* \right)^2 | \mathbf{X}_* \right] - \left(E \left[\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \varepsilon_* | \mathbf{X}_* \right] \right)^2 \right] \\ &= \text{Var} \left[E \left[\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* E[\varepsilon_* | \mathbf{X}_*] \right] \right] + E \left[\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* E[\varepsilon_* \varepsilon_*' | \mathbf{X}_*] \mathbf{X}_* \frac{1}{n} - \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* E[\varepsilon_* | \mathbf{X}_*] \right)^2 \right] \\ &= E \left[\frac{1}{n} \frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \sigma^2 \mathbf{Z}' \mathbf{Z} \mathbf{X}_* \right] = E \left[\frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{Z}' \mathbf{Z} \mathbf{X}_* \right) \right] = \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{Z}' \mathbf{Z} \mathbf{X}_* \right), \end{aligned}$$

calcular o limite de probabilidade,

$$\text{plim}(n \text{Var}[\mathbf{w}_i]) = \text{plim} \left(n \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{1}{n} \mathbf{X}'_* \mathbf{Z}' \mathbf{Z} \mathbf{X}_* \right) \right) = \sigma^2 \mathbf{Q}_{\mathbf{Z}\mathbf{X}*},$$

e substituir o resultado na distribuição limitante de $\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta)$,

$$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta) \xrightarrow{d} N[\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{Q}_{\mathbf{X}*}^{-1} \mathbf{Q}_{\mathbf{Z}\mathbf{X}*} \mathbf{Q}_{\mathbf{X}*}^{-1}].$$

Solucionando para $\hat{\beta}$, é possível explicitar os parâmetros da distribuição assintótica normal do estimador,

$$\hat{\beta} \stackrel{a}{\sim} N \left[\frac{1}{\sqrt{n}} \mathbf{0} + \beta, \left(\frac{1}{\sqrt{n}} \right)^2 \sigma^2 \mathbf{Q}_{\mathbf{X}*}^{-1} \mathbf{Q}_{\mathbf{Z}\mathbf{X}*} \mathbf{Q}_{\mathbf{X}*}^{-1} \right] = N \left[\beta, \frac{\sigma^2}{n} \mathbf{Q}_{\mathbf{X}*}^{-1} \mathbf{Q}_{\mathbf{Z}\mathbf{X}*} \mathbf{Q}_{\mathbf{X}*}^{-1} \right] \quad \blacksquare.$$

¹²⁷ Supõe-se um outro estimador linear qualquer $\mathbf{b} = \mathbf{\Gamma} \mathbf{y}_*$, onde $\mathbf{\Gamma}$ é uma matriz $K \times n$ assintoticamente bem-comportada. Este estimador equivale ao GMM quando $\mathbf{\Gamma} \equiv (\mathbf{X}'_* \mathbf{X}_*)^{-1} \mathbf{X}'_*$. Se $\mathbf{b}$ é consistente, então,

$$\text{plim } \mathbf{b} = \beta \Leftrightarrow \text{plim } \mathbf{\Gamma} \mathbf{y}_* = \text{plim}(\mathbf{\Gamma} \mathbf{X}_* \beta + \mathbf{\Gamma} \varepsilon_*) = \mathbf{\Gamma} \mathbf{X}_* \beta = \beta \Leftrightarrow \mathbf{\Gamma} \mathbf{X}_* = \mathbf{I}$$

A variância assintótica deste estimador é:

C.1.4 Factibilidade

Como Ω^{-1} , em geral, é desconhecido, é preciso escolher um estimador factível para a matriz de ponderação $\mathbf{Z}\Omega^{-1}\mathbf{Z}'$. Roodman (2009) sugere a construção de uma matriz $\hat{\Omega}$ a partir de um estimador $\left(\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\hat{\Omega}\mathbf{Z}\right)^{-1}$ que estima $\left(\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\Omega\mathbf{Z}\right)^{-1}$ consistentemente.¹²⁸ A matriz factível de ponderação dos momentos, $\mathbf{Z}\hat{\Omega}^{-1}\mathbf{Z}'$, determina a formulação do estimador *GMM* factível:

$$\hat{\beta}_F = (\mathbf{X}'_{**}\mathbf{X}_{**})^{-1}\mathbf{X}'_{**}\mathbf{y}_{**} = (\mathbf{X}'\mathbf{Z}\hat{\Omega}^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Z}\hat{\Omega}^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{y}, \quad (\text{C.6})$$

Roodman (2009) descreve como, em termos práticos, o *GMM* linear costuma ser estimado em dois estágios. Primeiramente estima-se o parâmetro $\hat{\beta}_1$ adotando uma matriz de ponderação $\mathbf{H}$ considerada razoavelmente arbitrária. Os resíduos produzidos por essa primeira regressão são usados para a construção de uma nova matriz de ponderação, $\hat{\Omega}_{\hat{\beta}_1}$, é utilizada em uma nova

$\text{Var Ass.}[\mathbf{b}|\mathbf{X}_*] = \text{plim}(n \text{E}[(\mathbf{b}_0 - \boldsymbol{\beta})^2|\mathbf{X}_*]) = \text{plim}(n \text{E}[(\boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\varepsilon}_*)^2|\mathbf{X}_*]) = \sigma^2 \text{plim}(n\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\Gamma}')$,
Determinando uma matriz da diferença entre $\boldsymbol{\Gamma}$ e $(\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'$,

$$\boldsymbol{\Delta} \equiv \boldsymbol{\Gamma} - (\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*',$$

tem-se que,

$$\boldsymbol{\Delta}\mathbf{y}_* = (\boldsymbol{\Gamma} - (\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*')\mathbf{y}_* = \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{y}_* - (\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbf{y}_* = \mathbf{b} - \hat{\beta}$$

Então, substituindo $\boldsymbol{\Gamma} \equiv \boldsymbol{\Delta} + (\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'$:

$$\begin{aligned} \text{Var Ass.}[\mathbf{b}|\mathbf{X}_*] &= \sigma^2 \text{plim}(n\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\Gamma}') = \sigma^2 \text{plim}[n(\boldsymbol{\Delta} + (\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*')\mathbf{Z}'\mathbf{Z}(\boldsymbol{\Delta} + (\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*')] \\ &= \sigma^2 \text{plim}[n(\boldsymbol{\Delta}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\Delta}' + 2\boldsymbol{\Delta}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{X}_*(\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1} + (\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{X}_*(\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1})]. \end{aligned}$$

Todavia, sabe-se que

$$\boldsymbol{\Gamma}\mathbf{X}_* = \mathbf{I} = \boldsymbol{\Delta}\mathbf{X}_* + (\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbf{X}_* = \boldsymbol{\Delta}\mathbf{X}_* + \mathbf{I},$$

logo $\boldsymbol{\Delta}\mathbf{X}_* = \mathbf{0} \Rightarrow \boldsymbol{\Delta}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{X}_* = \mathbf{0}$ e, portanto,

$$\begin{aligned} \text{Var Ass.}[\mathbf{b}|\mathbf{X}_*] &= \sigma^2 \text{plim}[n(\boldsymbol{\Delta}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\Delta}' + (\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1}\mathbf{X}_*'\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\mathbf{X}_*(\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*)^{-1})] \\ &= \sigma^2 \text{plim}[n\boldsymbol{\Delta}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\Delta}'] + \sigma^2 \text{plim}\left[\left(\frac{1}{n}\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*\right)^{-1}\right] = \sigma^2 \text{plim}[n\boldsymbol{\Delta}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\Delta}'] + \text{Var Ass.}[\hat{\beta}|\mathbf{X}_*] \end{aligned}$$

Como a forma quadrática $\boldsymbol{\Delta}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\Delta}'$ é $\mathbf{q}'\boldsymbol{\Delta}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}\boldsymbol{\Delta}'\mathbf{q} = \boldsymbol{\phi}'\boldsymbol{\phi} \geq 0$, a matriz de covariância de $\mathbf{b}$ equivale à matriz de covariância de $\hat{\beta}$ adicionada a uma matriz definida não-negativa. Portanto, cada forma quadrática em $\text{Var}[\mathbf{b}|\mathbf{X}_*]$ é maior do que a forma quadrática correspondente em $\text{Var}[\hat{\beta}|\mathbf{X}_*]$, o que estabelece o seguinte resultado,

$$\text{Var}[\mathbf{b}|\mathbf{X}_*] \geq \text{Var}[\hat{\beta}|\mathbf{X}_*]. \quad \blacksquare$$

¹²⁸ Para estabelecer consistência, calcula-se o limite de probabilidade do estimador e verifica-se se este equivale ao parâmetro populacional,

$$\text{plim}\left(\frac{1}{n}\mathbf{Z}'\hat{\Omega}\mathbf{Z}\right)^{-1} = \text{plim}\left[\boldsymbol{\beta} + \left(\frac{1}{n}\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*\right)^{-1}\frac{1}{n}\mathbf{X}_*\boldsymbol{\varepsilon}_*\right] = \boldsymbol{\beta} + \left\{\text{plim}\left[\left(\frac{1}{n}\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*\right)^{-1}\right]\text{plim}\left[\frac{1}{n}\mathbf{X}_*\boldsymbol{\varepsilon}_*\right]\right\}.$$

O primeiro termo entre chaves tende à inversa uma matriz definida positiva, devido à hipótese de bom comportamento dos dados,

$$\text{plim}\left[\left(\frac{1}{n}\mathbf{X}_*\mathbf{X}_*\right)^{-1}\right] = \mathbf{Q}_{\mathbf{X}_*}^{-1}.$$

O segundo termo entre chaves pode ser reescrito como um vetor de médias aritméticas,

$$\text{plim}\left[\frac{1}{n}\mathbf{X}_*\boldsymbol{\varepsilon}_*\right] = \text{plim}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n \mathbf{x}_{*i}\varepsilon_{*i}\right] \equiv \text{plim}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n \mathbf{w}_i\right] = \text{plim}\bar{\mathbf{w}}.$$

Utilizando a lei dos grandes números e a lei das expectativas iteradas,

$$\text{plim}\bar{\mathbf{w}} = \text{plim}\text{E}[\mathbf{w}_i] = \text{plim}\text{E}[\mathbf{x}_{*i}\varepsilon_{*i}] = \text{plim}\text{E}[\text{E}[\mathbf{x}_{*i}\varepsilon_{*i}|\mathbf{x}_{*i}]] = \text{plim}\text{E}[\mathbf{x}_{*i}\text{E}[\varepsilon_{*i}|\mathbf{x}_{*i}]] = \mathbf{0}.$$

Portanto,

$$\text{plim}\hat{\beta} = \boldsymbol{\beta} \quad \blacksquare.$$

regressão produzindo os parâmetros $\hat{\beta}_2$ equivalentes a uma estimativa factível e eficiente via *GMM*,

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_1 &= (\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{H}\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Z}\mathbf{H}\mathbf{Z}'\mathbf{y}, \\ \hat{\beta}_2 = \hat{\beta}_F &= (\mathbf{X}'\mathbf{Z}\hat{\Omega}_{\hat{\beta}_1}\mathbf{Z}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Z}\hat{\Omega}_{\hat{\beta}_1}\mathbf{Z}'\mathbf{y},\end{aligned}\tag{C.7}$$

C.2 Modelagem de painéis dinâmicos: *difference* e *system GMM*

Ao introduzir um elemento dinâmico no modelo populacional em (C.1) verifica-se que os estimadores tradicionais sofrerão com problemas de viés dinâmico que os torna inconsistentes. Para lidar com o problema de viés dinâmico, é necessário utilizar estimadores que eliminam a fonte de viés e produzem, portanto, estimativas consistentes. Os estimadores *difference* e *system GMM* proporcionam duas formas de se abordar o problema do viés dinâmico. O *difference GMM* emprega a transformação dos dados eliminando a fonte de viés pelos efeitos fixos e instrumentando as diferenças com níveis defasados ou diferenças defasadas. O *system GMM*, por sua vez, instrumenta os níveis das variáveis com as diferenças transformadas. A presente seção apresenta uma breve introdução a esses estimadores. Parte-se da descrição do modelo de regressão populacional com termo dinâmico. Em seguida, descreve-se as transformações utilizadas para expurgar os efeitos fixos do termo de erro, eliminando assim a fonte do viés dinâmico. Para completar o estimador *difference GMM* é necessário a construção de uma matriz de instrumentos, discutida em sequência. Por fim, algumas colocações adicionais são feitas a respeito do estimador *system GMM*.

C.2.1 Modificações no modelo populacional

Os estimadores apresentados adiante são utilizados para a modelagem de painéis dinâmicos. Consequentemente, deve-se introduzir as seguintes hipóteses: 1) admite-se a possibilidade de processos dinâmicos nas variáveis dependentes, com realizações correntes sendo influenciadas por realizações passadas, 2) admite-se a presença de efeitos fixos associados a uma mesma unidade de corte transversal aleatoriamente distribuídos, 3) admite-se que alguns regressores possam ser endógenos, 4) os distúrbios idiossincráticos podem apresentar padrões de heteroscedasticidade e autocorrelação se pertencem a um mesmo corte transversal, mas não podem ser correlacionados ao longo dos indivíduos distintos no painel, 5) as variáveis independentes não são estritamente exógenas, apresentando correlação com os erros corrente e passados.

As equações (C.8)-(C.10) descrevem o processo gerador de dados reformulado, em que se incluiu a primeira defasagem da variável dependente como regressor. Observa-se que o modelo passa a ser indexado tanto para a dimensão de corte transversal $i = (1, \dots, N)$, como também para a dimensão temporal, $t = (1, \dots, T)$, de maneira que, para um painel balanceado, haverá $N \times T$ observações. Defasagens são indicadas pelo subscrito $t - s$, onde s é o número de períodos defasados. A equação (C.8) é análoga à (C.1) e seu termo de erro, ε_{it} , é dividido em dois componentes ortogonais, efeitos fixos, μ_i , e choques idiossincráticos, v_{it} . A equação (C.9), por sua vez, é análoga a (C.2) e descreve a regressão de um corte transversal. Por fim (C.10) descreve a regressão do painel como um todo,

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it}, \quad (C.8)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}, \quad E[\mu_i] = E[v_{it}] = E[\mu_i v_{it}] = 0.$$

$$\mathbf{y}_i = \alpha \mathbf{y}_{i,t-1} + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}_i = \mu_i \mathbf{i} + \mathbf{v}_i, \quad (C.9)$$

$$\mathbf{y} = \alpha \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} = \alpha \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{i}' \boldsymbol{\mu} + \mathbf{v}, \quad (C.10)$$

onde $\boldsymbol{\beta}_{K \times 1} = (\beta_1, \dots, \beta_K)'$ é o vetor coluna com coeficientes, y_{it} e ε_{it} são variáveis aleatórias, $\mathbf{x}_{itK \times 1} = (x_{it1}, \dots, x_{itK})'$ é um vetor coluna com K regressores. Utiliza-se $\mathbf{y}_{iT \times 1} = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$, $\mathbf{y}_{i,t-1T \times 1} = (\cdot, y_{i1}, \dots, y_{i,T-1})'$,¹²⁹ $\mathbf{X}_{iT \times K} = (\mathbf{x}'_{i1}, \dots, \mathbf{x}'_{iT})'$, $\boldsymbol{\varepsilon}_{iT \times 1} = (\varepsilon_{it}, \dots, \varepsilon_{iT})'$ e $\mathbf{v}_{iT \times 1} = (v_{it}, \dots, v_{iT})'$ para representar matricialmente um único corte transversal, enquanto que $\mathbf{y}_{NT \times 1} = (\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_N)'$, $\mathbf{y}_{t-1NT \times 1} = (\cdot, \mathbf{y}_{1,t-1}, \dots, \mathbf{y}_{N,t-1})'$, $\mathbf{X}_{NT \times K} = (\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_N)'$, $\boldsymbol{\varepsilon}_{NT \times 1} = (\boldsymbol{\varepsilon}_1, \dots, \boldsymbol{\varepsilon}_N)'$, $\boldsymbol{\mu}_{N \times 1} = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$ e $\mathbf{v}_{NT \times 1} = (\mathbf{v}_1, \dots, \mathbf{v}_N)'$ são usados para expressar os arranjos matriciais que incorporam todas as NT observações, com $\mathbf{i}$ sendo um vetor coluna $T \times 1$ preenchido com 1s. Subtraindo os dois lados de (C.8) por $y_{i,t-1}$, verifica-se que o modelo populacional pode ser expresso também em termos diferenciais,

$$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1} = (\alpha - 1)y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it}, \quad (C.11)$$

onde Δy_{it} é a variação da variável dependente entre os períodos $t - 1$ e t .

A relação entre o regressor defasado, $y_{i,t-1}$ e o termo de erro ε_{it} produz uma clara fonte de endogeneidade.¹³⁰ Nickell (1981) identificou esse problema como ‘viés de painel dinâmico’ (*dynamic panel bias*). Nessas circunstâncias, o estimador *OLS* é inadequado, pois sua hipótese

¹²⁹ O símbolo $\cdot$ incluído no início de $\mathbf{y}_{i,t-1}$ indica uma observação ausente, ou *missing*.

¹³⁰ Por meio de (C.9), pode-se observar que $\mathbf{y}_{i,t-1} = \alpha \mathbf{y}_{i,t-2} + \mathbf{X}_{i,t-1} \boldsymbol{\beta} + \mu_i \mathbf{i} + \mathbf{v}_{i,t-1}$, ou seja, $\mathbf{y}_{i,t-1}$ apresenta correlação com o termo de erro. De fato, a fórmula geral para essa equação em diferenças, $y_t = \alpha y_{t-1} + b_t$ é solucionada por $y_t = \alpha^t y_0 + \sum_{k=0}^{t-1} \alpha^{t-(k+1)} b_k$. Ou seja, $\mathbf{y}_{i,t-1} = \alpha^T \mathbf{y}_{i,0} + \left(\frac{1-\alpha^T}{1-\alpha} \right) \mathbf{i}' (\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}_i)$. Nota-se que o equilíbrio do sistema será estável se não apresentar raiz unitária, ou seja, se o coeficiente $|\alpha| < 1$.

de exogeneidade estrita é rompida e os parâmetros estimados se tornam viesados¹³¹ e inconsistentes. Mesmo modelos tradicionais utilizados para lidar com efeitos fixos, como o estimador por mínimos quadrados ordinários com variáveis *dummy* (*least squares dummy variables*, ou *LSDV*) ou o estimador intra-grupos (*within groups*),¹³² amortecem o enviesamento dinâmico, mas, conforme reportado por Nickell (1981) e Bond (2002), não o elimina.¹³³

C.2.2 Transformações para eliminar os efeitos fixos

Para eliminar os efeitos fixos, pode-se utilizar transformações em diferenças na amostra. Roodman (2009) menciona como, se as observações estiverem ordenadas por indivíduo nas

¹³¹ Calculando $E[\varepsilon_i | \mathbf{y}_{i,t-1}]$, verifica-se que, se há correlação entre $\mathbf{y}_{i,t-1}$ e algum dos componentes do termo de erro, o que é permitido no modelo, haverá endogeneidade,

$$E[\varepsilon_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] = \mathbf{i} E[\mu_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] + E[\mathbf{v}_{it} | \mathbf{y}_{i,t-1}].$$

Utilizando esse resultado e sabendo que o estimador *OLS* é $\mathbf{b}_{OLS} = (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i' \mathbf{y}_i$, verifica-se que os parâmetros estimados são viesados,

$$E[\mathbf{b}_{OLS} | \mathbf{y}_{i,t-1}] = E[\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i' \varepsilon_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] = \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i' (\mathbf{i} E[\mu_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] + E[\mathbf{v}_{it} | \mathbf{y}_{i,t-1}]).$$

¹³² Roodman (2009) chama atenção para o fato de que $E[\mathbf{b}_{OLS} | \mathbf{y}_{i,t-1}]$ tende a ter viés positivo, enquanto que $E[\mathbf{b}_{wg} | \mathbf{y}_{i,t-1}]$ costuma subestimar os parâmetros. Para Bond (2002), o intervalo entre esses dois estimadores pode ser utilizado para testar se os resultados obtidos por meio de outros estimadores.

¹³³ O estimador *within groups* inclui as *dummies* individuais como regressores, $\mathbf{y}_i = \alpha \mathbf{y}_{i,t-1} + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{d}_i' \boldsymbol{\delta}_i + \varepsilon_i$

com $\mathbf{d}_{i,T \times 1}$ sendo a i -ésima coluna da matriz de *dummies* individuais, $\mathbf{D}_{NT \times NT} = (\mathbf{d}_1', \dots, \mathbf{d}_N')' = \begin{bmatrix} \mathbf{i} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{i} & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{i} \end{bmatrix}$

e $\boldsymbol{\delta}_i = (\delta_1, \dots, \delta_N)'$ o vetor coluna que captura os efeitos das *dummies*. O estimador é definido por:

$$\mathbf{b}_{wg} = (\mathbf{X}_i' \mathbf{M}_D \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i' \mathbf{M}_D \mathbf{y}_i = (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i^{wg})^{-1} \mathbf{X}_i' \mathbf{y}_i^{wg},$$

onde $\mathbf{M}_D = \mathbf{I} - \mathbf{D}(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}\mathbf{D}' = \begin{bmatrix} \mathbf{M}^D & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{M}^D & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{M}^D \end{bmatrix}$, $\mathbf{M}^D = \mathbf{I}_T - \frac{1}{T-1} \mathbf{ii}'$ e o sobrescrito *wg* designa variáveis

multiplicadas pela matriz de transformação $\mathbf{M}_D$.

Sabendo que $\mathbf{i} \mu_i^{wg} = (\mathbf{I} - \frac{1}{T-1} \mathbf{ii}') \mathbf{i} \mu_i = (1 - \frac{T}{T-1}) \mathbf{i} \mu_i$ e $\mathbf{v}_{it}^{wg} = (\mathbf{I} - \frac{1}{T-1} \mathbf{ii}') \mathbf{v}_{it}$,

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_i^{wg} | \mathbf{y}_{i,t-1}] &= E[\mathbf{i} \mu_i^{wg} | \mathbf{y}_{i,t-1}] + E[\mathbf{v}_{it}^{wg} | \mathbf{y}_{i,t-1}] = \left(1 - \frac{T}{T-1}\right) \mathbf{i} E[\mu_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] + \left(\mathbf{I} - \frac{1}{T-1} \mathbf{ii}'\right) E[\mathbf{v}_{it} | \mathbf{y}_{i,t-1}] \\ &= \mathbf{i} E[\mu_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] + E[\mathbf{v}_{it} | \mathbf{y}_{i,t-1}] - \left(\frac{T}{T-1} \mathbf{i} E[\mu_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] + \frac{1}{T-1} \mathbf{ii}' E[\mathbf{v}_{it} | \mathbf{y}_{i,t-1}]\right) \\ &= E[\varepsilon_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] - \left(\frac{T}{T-1} \mathbf{i} E[\mu_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] + \frac{1}{T-1} \mathbf{ii}' E[\mathbf{v}_{it} | \mathbf{y}_{i,t-1}]\right) \end{aligned}$$

Pode-se verificar que a endogeneidade, apesar de reduzida pelo termo negativo, persiste, mas tende a diminuir à medida que a dimensão t aumenta,

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E[\varepsilon_i^{wg} | \mathbf{y}_{i,t-1}] = E[\varepsilon_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] - \mathbf{i} E[\mu_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] = E[\mathbf{v}_{it} | \mathbf{y}_{i,t-1}].$$

O valor esperado para o estimador é

$$\begin{aligned} E[\mathbf{b}_{wg} | \mathbf{y}_{i,t-1}] &= E[\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i^{wg})^{-1} \mathbf{X}_i' \varepsilon_i^{wg} | \mathbf{y}_{i,t-1}] \\ &= \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i^{wg})^{-1} \left(E[\varepsilon_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] - \left(\frac{T}{T-1} \mathbf{i} E[\mu_i | \mathbf{y}_{i,t-1}] + \frac{1}{T-1} \mathbf{ii}' E[\mathbf{v}_{it} | \mathbf{y}_{i,t-1}] \right) \right). \end{aligned}$$

Ou seja, ainda há presença de enviesamento dinâmico, que tenderá a cair à medida que se expande a dimensão t , mas persistirá se $\mathbf{y}_{i,t-1}$ for correlacionado com $\mathbf{v}_{it}$. Os resultados podem ser comparados com *OLS* na nota de rodapé 131. Kiviet (1995) propõe um modelo *within groups* corrigido para esse viés, mas que exige o uso de um painel balanceado.

matrizes $\mathbf{y}$ e $\mathbf{X}$, pode-se eliminar os efeitos fixos ao multiplicá-las pela esquerda por qualquer matriz diagonal em bloco cujos blocos tenham dimensão T e cujas linhas, se adicionadas, igualem a zero. A matriz de transformação deve ser apresentar posto completo (*full rank*) para preservar informação e deve fazer com que os regressores transformados dependam minimamente de suas defasagens originais, de modo que essas permaneçam disponíveis para ser utilizadas como instrumentos. Essas características sugerem o uso de uma matriz com blocos triangulares superiores, utilizada para realizar transformações matriciais em diferenças.

Duas transformações se destacam por seu uso mais frequente. A transformação em primeiras diferenças tradicional, que utiliza uma matriz de transformação $\mathbf{M}_\Delta$ para produzir $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$,¹³⁴ elimina os efeitos fixos e reduz o problema da endogeneidade, apesar de não a eliminar por completo, já que o regressor dinâmico defasado permanece potencialmente correlacionado com a defasagem correspondente dos erros idiossincráticos¹³⁵. Apesar disso, defasagens dos regressores mais distantes apresentam ortogonalidade e se tornam disponíveis para serem usadas como instrumentos. Contudo, é problemático utilizar $\mathbf{M}_\Delta$ em painéis não balanceados com brechas em suas séries, pois para cada observação em nível *missing*, y_{it} , haverá dois *missings* defasados, Δy_{it} e $\Delta y_{i,t+1}$, reduzindo drasticamente os graus de liberdade. A segunda transformação, introduzida por Arellano e Bover (1995), busca resolver o problema de sensibilidade a brechas e é chamada de transformação por desvios ortogonais futuros (*forward orthogonal deviations*). Ao invés de diferenciar uma observação em relação à realização prévia, subtrai-se dela uma média calculada ao longo de todas as

¹³⁴ A matriz de transformação $\mathbf{M}_\Delta$ é $\begin{bmatrix} \mathbf{M}^\Delta & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{M}^\Delta & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{M}^\Delta \end{bmatrix}$, onde $\mathbf{M}^\Delta = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \dots \\ 0 & -1 & 1 & \dots \\ 0 & 0 & -1 & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix}$ emprega a

transformação $\mathbf{w}_{i,t+1}^\Delta \equiv \mathbf{w}_{i,t+1} - \mathbf{w}_{it}$ sobre a variável $\mathbf{w}$.

¹³⁵ Utilizando o resultado alcançado na nota de rodapé 130, calcula-se Δy_i de equilíbrio e verifica-se que ainda há correlação entre o termo dinâmico e o termo de erro, mas $\Delta y_{i,t-1}$ depende apenas da defasagem $\Delta v_{i,t-1}$, ou seja, a endogeneidade não se alastra como observado anteriormente para os estimadores *OLS* e *within groups*, nas notas de rodapé 131 e 133.

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t-1} &= \alpha^T \mathbf{y}_{i,0} + \left(\frac{1 - \alpha^T}{1 - \alpha} \right) \mathbf{i}'(\mathbf{X}_{i,t-1} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t-1}) - \alpha^T \mathbf{y}_{i,0} + \left(\frac{1 - \alpha^T}{1 - \alpha} \right) \mathbf{i}'(\mathbf{X}_{i,t-2} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t-2}) \\ &= \left(\frac{1 - \alpha^T}{1 - \alpha} \right) \mathbf{i}'(\Delta \mathbf{X}_{i,t-1} \boldsymbol{\beta} + \Delta \mathbf{v}_{i,t-1}) \end{aligned}$$

Logo, a endogeneidade passa a ser representada por $E[\Delta \mathbf{v}_i | \mathbf{y}_{i,t-1}]$,

distribuições futuras,¹³⁶ gerando observações mesmo quando há brechas, conservando as informações disponíveis e liberando ainda mais defasagens para a instrumentalização.

Os modelos populacionais transformados por primeiras diferenças e por *orthogonal deviations* são, respectivamente.

$$\Delta \mathbf{y}_i = \alpha \Delta \mathbf{y}_{i,t-1} + \Delta \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \Delta \mathbf{v}_i, \quad (\text{C.12})$$

$$\mathbf{y}_i^\perp = \alpha \mathbf{y}_{i,t-1}^\perp + \mathbf{X}_i^\perp \boldsymbol{\beta} + \mathbf{v}_i^\perp. \quad (\text{C.13})$$

C.2.3 Construindo a matriz de instrumentos: *difference GMM*

O raciocínio da estimação instrumental usando diferenças ou níveis defasados parte de Anderson e Hsiao (1982), que introduziram um modelo de mínimos quadrados por dois estágios (*two-stage least squares*, ou *2SLS*) como a formulação mais simples capaz de incorporar esses instrumentos, ou o estimador Anderson-Hsiao, como ficou conhecido. Segundo Roodman (2009) esse estimador produzirá resultados consistentes, e sua eficiência pode ser melhorada à medida que defasagens mais longas são utilizadas como instrumentos, contudo, essa crescente instrumentalização reduzirá a amostra. Isso ocorre porque observações para as quais as versões defasadas não estão disponíveis são eliminadas.

Como solução para esse o problema, Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) propõem a reconstrução da matriz de instrumentos na estrutura do estimador *GMM*. Instrumentos “estilo variáveis instrumentais” (*IV-style*) utilizadas pelo estimador Anderson-Hsiao, são empilhadas em um vetor coluna como conjunto único de instrumentos, com *missings* sendo associados a observações que não podem ser instrumentalizadas. Instrumentos “estilo *GMM*”, ou (*GMM-style*) por sua vez, constroem uma coluna para cada instrumento eliminando o *trade-off* entre o número de instrumentos e o tamanho da amostra. A partir disso, torna-se prático incluir todos os instrumentos válidos. Roodman (2009) sugere incluir até a segunda defasagem para variáveis

¹³⁶ Para um painel balanceado, a matriz de transformação $\mathbf{M}_\perp$ é
$$\begin{bmatrix} \mathbf{M}^\perp & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{M}^\perp & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{M}^\perp \end{bmatrix}, \text{ onde } \mathbf{M}^\perp = \begin{bmatrix} \sqrt{(T-1)/T} & -1/\sqrt{T(T-1)} & -1/\sqrt{T(T-1)} & \dots \\ 0 & \sqrt{(T-2)/(T-1)} & -1/\sqrt{(T-1)(T-2)} & \dots \\ 0 & 0 & \sqrt{(T-3)/(T-2)} & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix}.$$
 Pode-se verificar que a transformação ao multiplicar uma $\mathbf{w}$ pela esquerda produz $\mathbf{w}_{i,t+1}^\perp \equiv c_{it} \left(\mathbf{y}_{it} - \frac{1}{T_{it}} \mathbf{i}' \mathbf{y}_{i,t+s} \right)$, $\forall s > t$, onde T_{it} é o número de observações futuras disponíveis e $c_{it} = \sqrt{\frac{T_{it}}{T_{it+1}}}$.

endógenas e a primeira defasagem para variáveis predeterminadas, mas não estritamente exógenas. Contudo deve-se observar que., na estrutura dinâmica, para cada variável instrumental incluída, gera-se uma coluna associada a cada período de tempo e a cada defasagem disponível correspondente. Isso significa que a contagem de instrumentos é quadrática em T e os conjuntos instrumentais podem rapidamente levar a um problema de sobreidentificação. Deve-se, portanto, tomar o cuidado de restringir a distância entre as defasagens usadas na geração dos instrumentos, ou utilizar uma versão colapsada da matriz de instrumentos, que gera apenas uma coluna por instrumento.

C.2.4 System GMM

O estimador *system GMM* expande o estimador *difference GMM* ao introduzir a hipótese de que as primeiras diferenças das variáveis instrumentais são não-correlacionadas com os efeitos fixos:

$$E[\Delta \mathbf{z}_{it} \mu_i] = 0 \quad \forall i, t, \quad (\text{C.14})$$

o que permite incorporar um conjunto adicional de restrições de momento. Isso permite a introdução de mais instrumentos e pode dramaticamente elevar a eficiência. Constrói-se um sistema com duas equações, a equação em nível original e a equação transformada por diferenças instrumentalizada.¹³⁷

¹³⁷ O estimador *system GMM* também se distingue do *difference GMM* na matriz de transformação utilizada e na construção da matriz de instrumentos. Ver, por exemplo, Roodman (2009), para uma apresentação mais pormenorizada.

Apêndice D – Testes e Resultados das Regressões $pVar$

Tabela D-1 – Testes de presença de raiz unitária Levin-Lin-Chu: 72 países desenvolvidos e países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)

Variável	Estatística $\bar{t}$	p -valor
$\log a$	-46,322***	0,000
$\log u$	-62,125***	0,000
$\log h$	-6,700***	0,000

Notas: *, ** e *** denotam rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela D-2 – Testes de validade das restrições e de especificação da ordem de defasagem: 72 países desenvolvidos e países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)

Defasagem	Estatística J de Hansen	$MBIC$	$MAIC$	$MQIC$
1	40,289 (0,048)	-75,181*	-13,711*	-38,182*
2	31,487 (0,025)	-45,493	-4,513	-20,828
3	18,064 (0,034)	-20,426	0,064	-8,093

Notas: * denota o menor critério de informação por coluna. O p -valor da estatística J é apresentado entre parênteses. Além do critério de Schwarz (1978), a tabela também apresenta os critérios de Akaike (1969) e Hannan e Quinn (1979), todos calculados conforme Abrigo e Love (2016).

Figura D-1 – Posição das raízes inversas dos polinômios característicos no círculo unitário: 72 países desenvolvidos e países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)

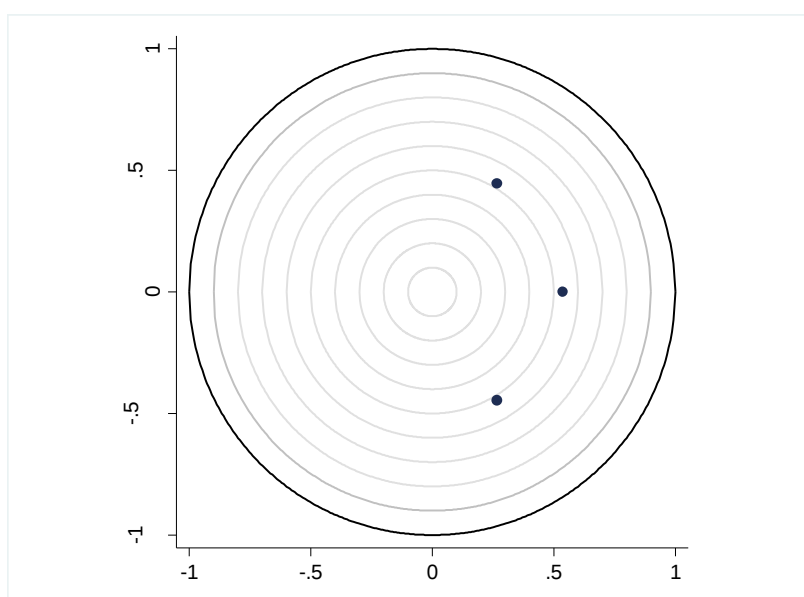


Tabela D-3 – Testes de presença de raiz unitária Levin-Lin-Chu: 41 países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)

Variável	Estatística $\bar{t}$	p -valor
$\log a$	-220,00***	0,000
$\log u$	-39,907***	0,000
$\log h$	-4,900***	0,000

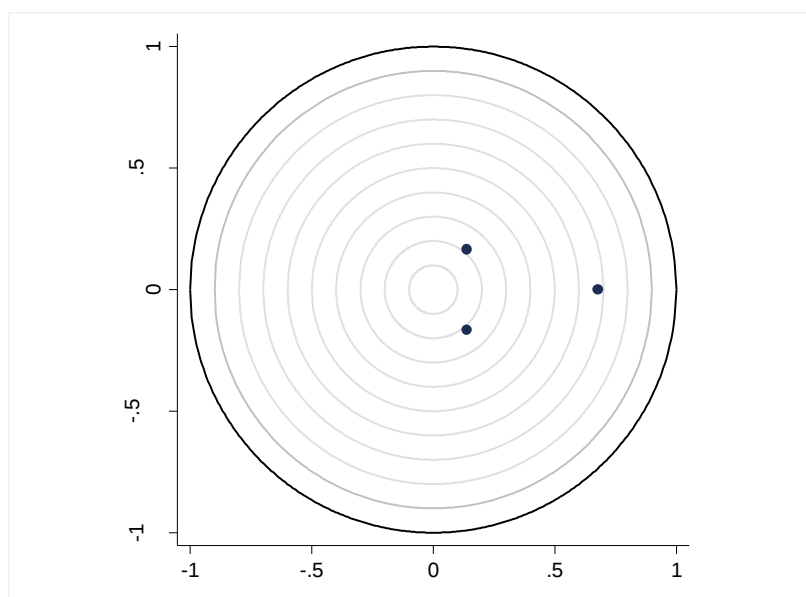
Notas: *, ** e *** denotam rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela D-4 – Testes de validade das restrições e de especificação da ordem de defasagem: 41 países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)

Defasagem	Estatística J de Hansen	$MBIC$	$MAIC$	$MQIC$
1	30,793 (0,280)	-69,474*	-23,207*	-40,055*
2	29,541 (0,042)	-37,303	-6,459	-17,691
3	9,902 (0,359)	-23,520	-8,098	-13,714

Notas: * denota o menor critério de informação por coluna. O p -valor da estatística J é apresentado entre parênteses. Além do critério de Schwarz (1978), a tabela também apresenta os critérios de Akaike (1969) e Hannan e Quinn (1979), todos calculados conforme Abrigo e Love (2016).

Figura D-2 – Posição das raízes inversas dos polinômios característicos no círculo unitário: 41 países em desenvolvimento, médias trienais (1995-2012)



Referências Bibliográficas

- ABRIGO, M. R. M.; LOVE, I. Estimation of panel vector autoregression in Stata. **The Stata Journal**, College Station, v. 16, n. 3, p. 778–804, 2016.
- AKAIKE, H. Fitting autoregressive models for prediction. **Annals of the Institute of Statistical Mathematics**, Nova Iorque, v. 21, n. 1, p. 243-247, dez. 1969.
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 18, n. 1, p. 47-82, jan. 1982.
- ANDREWS, D. W. K.; LU, B. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 101, n. 1, p. 123-164, mar. 2001.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, Oxford, v. 58, n. 2, p. 277-297, abr. 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 68, n. 1, p. 29-51, jul. 1995.
- BARBOSA-FILHO, N. H.; TAYLOR, L. Distributive and demand cycles in the US economy: a structuralist Goodwin model. **Metroeconomica**, Hoboken, v. 57, n. 3, p. 389-411, jul. 2006.
- BHADURI, A.; MARGLIN, S. A. Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 14, n. 4, p. 375-393, dez. 1990.
- BLECKER, R. A. International competition, income distribution and economic growth. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 13, n. 3, p. 395-412, set. 1989.
- _____. Wage-led versus profit-led demand regimes: the long and the short of it. **Review of Keynesian Economics**, Cheltenham, v. 4, n. 4, p. 373–390, 2016.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 87, n. 1, p. 115-143, nov. 1998.
- BOND, S. R. Dynamic panel data models. **Portuguese Economic Journal**, Nova Iorque, v. 1, n. 2, p. 141-162, ago. 2002.
- BOWLES, S.; BOYER, R. Wages, aggregate demand and employment in an open economy: an empirical investigation. In: EPSTEIN, G. A.; GINTIS, H. M. **Macroeconomic policy after the conservative era**. Cambridge: Cambridge University Press, 1995. p. 143-171.
- CARVALHO, L.; REZAI, A. Personal income inequality and aggregate demand. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 40, n. 2, p. 491-505, mar. 2016.
- CHINN, M. D.; ITO, H. What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. **Journal of Development Economics**, Amsterdã, v. 81, n. 1, p. 163-192, out. 2006.

_____. The Chinn-Ito index: a de jure measure of financial openness, 2015. Disponível em: <http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm>. Acesso em: 17 nov. 2017.

DE CARVALHO, F. J. C. **Mr. Keynes and the post Keynesians**: principles of macroeconomics for a monetary production economy. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 1992.

DE JESUS, C. S.; ARAUJO, R. A.; DRUMOND, C. E. An empirical test of the Post-Keynesian growth model applied to functional income distribution and the growth regime in Brazil. **International Review of Applied Economics**, Abingdon, p. 1-22, 2017.

DOMAR, E. Capital expansion, rate of growth and employment. **Econometrica**, Hoboken, v. 14, n. 2, p. 137-147, abr. 1946.

DOS SANTOS, P. L. Not “wage-led” versus “profit-led,” but investment-led versus consumption-led growth. **Journal of Post Keynesian Economics**, Abingdon, v. 37, n. 14, p. 661-686, 2015.

DUTT, A. K. Stagnation, income distribution and monopoly power. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 8, n. 1, p. 25-40, mar. 1984.

_____. Alternative closures again: a comment on ‘Growth, distribution and inflation’. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 11, n. 1, p. 75-82, mar. 1987.

_____. New growth theory, effective demand and post Keynesian macrodynamics. In: SALVADORI, N. **Growth theories**: old and new. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2003. p. 67-100.

EC. Annual macro-economic database (AMECO), Bruxelas: European Commission (EC), 2017. Disponível em: <http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/ameco/index_en.htm>. Acesso em: 25 set. 2017.

EDERER, S. Competition-oriented wage policy and its effects on effective demand in the Netherlands. **WIFO Working Paper Series**, Viena: Austrian Institute of Economic Research (WIFO), v. 312, fev. 2008. Disponível em: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/128853/1/wp_312.pdf>. Acesso em: 12 maio 2017.

EDERER, S.; STOCKHAMMER, E. Wages and aggregate demand: an empirical investigation for France. In: HEIN, E.; TRUGER, A. **Money, distribution and economic policy**: alternatives to orthodox macroeconomics. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2007. p. 119-138.

FEENSTRA, R. C.; INKLAAR, R.; TIMMER, M. P. The next generation of the Penn World Table. **American Economic Review**, Nashville, v. 105, n. 10, p. 3150-3182, out. 2015.

FLASCHEL, P.; PROAÑO, C. AS-AD disequilibrium dynamics and the Taylor interest rate policy rule: Euro area-based estimation and simulation. In: ARESTIS, P.; HEIN, E.; LE HERON, E. **Aspects of modern monetary and macroeconomic policies**. Londres: Palgrave Macmillan, 2007. p. 172-196.

GOODWIN, R. M. A growth cycle. In: FEINSTEIN, C. **Socialism, capitalism and economic growth**. Cambridge: Cambridge University Press, 1967. p. 54-58.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 7. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2012.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, Hoboken, v. 41, n. 2, p. 190-195, 1979.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, Hoboken, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, jul. 1982.

HARCOURT, G. C. **Some Cambridge controversies in the theory of capital**. Cambridge: Cambridge University Press, 1972.

HARRIS, D. J. On the classical theory of competition. **Cambridge Journal of Economic**, Cambridge, v. 12, n. 1, p. 139-167, mar. 1988.

HARROD, R. F. An essay in dynamic theory. **The Economic Journal**, Hoboken, v. 49, n. 193, p. 14-33, mar. 1939.

_____. **Towards a dynamic theory**: some recent developments of economic theory and their applications to policy. Londres: Palgrave Macmillan, 1948.

HARTWIG, J. Distribution and growth in demand and productivity in Switzerland (1950–2010). **Applied Economics Letters**, Abingdon, v. 20, n. 10, p. 938-944, 2013.

_____. Testing the Bhaduri-Marglin model with OECD panel data. **International Review of Applied Economics**, Abingdon, v. 28, n. 4, p. 419-435, 2014.

HEIN, E. **Money, distribution conflict and capital accumulation**: contributions to 'monetary analysis'. Londres: Palgrave Macmillan, 2008.

_____. **The macroeconomics of finance-dominated capitalism - and its crisis**. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2012.

_____. **Distribution and growth after Keynes**: a Post-Keynesian guide. Cheltenham: Edward Elgar, 2014.

HEIN, E.; OCHSEN, C. Regimes of interest rates, income shares, savings and investment: a Kaleckian model and empirical estimations for some advanced OECD economies. **Metroeconomica**, Hoboken, v. 54, n. 4, p. 404-433, out. 2003.

HEIN, E.; SCHODER, C. Interest rates, distribution and capital accumulation - a post-Kaleckian perspective on the US and Germany. **International Review of Applied Economics**, Abingdon, v. 25, n. 6, p. 693-723, nov. 2011.

HEIN, E.; VOGEL, L. Distribution and growth reconsidered: empirical results for six OECD countries. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 32, n. 3, p. 479-511, maio 2008.

_____. Distribution and growth in France and Germany: single equation estimations and model simulations based on the Bhaduri/Marglin model. **Review of Political Economy**, Abingdon, v. 21, n. 2, p. 245-272, abr. 2009.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar US business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 29, n. 1, p. 1-16, fev. 1997.

HOLT, R. P. F.; PRESSMAN, S. **A new guide to post Keynesian economics**. Abingdon: Routledge, 2001.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWHEY, W.; ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, Hoboken, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, nov. 1988.

ILO. Wages and equitable growth. **Global Wage Report Series 2012/13**, Geneva: International Labour Organization (ILO), 2013. Disponível em: <<http://www.ilo.org/global/research/global-reports/global-wage-report/2012/lang--en/index.htm>>. Acesso em: 22 fev. 2018.

_____. Wages and income inequality. **Global Wage Report Series 2014/15**, Geneva: International Labour Organization (ILO), 2015. Disponível em: <http://www.ilo.org/global/publications/books/WCMS_324678/lang--en/index.htm>. Acesso em: 22 fev. 2018.

_____. ILOSTAT, Geneva: International Labour Organization (ILO), 2017. Disponível em: <http://www.ilo.org/ilostat/faces/wcnav_defaultSelection;ILOSTATCOOKIE=iagev3R5jPTXqqqHJjHpu_Cd3LWqtKkhXYbOAS6FovkBSGl5zB0O!1382888425?_afzLoop=81827240292759&_afzWindowMode=0&_afzWindowId=null#!%40%40%3F_afzWindowId%3Dnull%26_afzLoop%3D81827240292759%26_a>. Acesso em: 29 set. 2017.

IMF. Direction of Trade Statistics (DOTS), Washington, D.C.: International Monetary Fund (IMF), 2017a. Disponível em: <<http://www.imf.org/en/Data>>. Acesso em: 29 set. 2017.

_____. International Financial Statistics (IFS), Washington, D.C.: International Monetary Fund (IMF), 2017b. Disponível em: <<http://www.imf.org/en/Data>>. Acesso em: 29 set. 2017.

_____. System of National Accounts (SNA), Washington, D.C.: International Monetary Fund (IMF), 2017c. Disponível em: <<http://www.imf.org/en/Data>>. Acesso em: 29 set. 2017.

_____. World Economic Outlook (WEO), Washington, D.C.: International Monetary Fund (IMF), 2017d. Disponível em: <<http://www.imf.org/en/Data>>. Acesso em: 29 set. 2017.

JETIN, B.; KURT, O. E. Functional income distribution and growth in Thailand: A post Keynesian econometric analysis. **Journal of Post Keynesian Economics**, Abingdon, v. 39, n. 3, p. 334-360, 2016.

KALDOR, N. Alternative theories of distribution. **The Review of Economic Studies**, Oxford, v. 23, n. 2, p. 83-100, 1955-1956.

_____. A model of economic growth. **The Economic Journal**, Hoboken, v. 67, n. 268, p. 591-624, dez. 1957.

_____. Essays on value and distribution. In: KALDOR, N. **Collected economic essays**. 2. ed. Londres: Gerald Duckworth & Co. Ltd., v. 1, 1980.

KALECKI, M. **Essays in the theory of economic fluctuations**. Londres: Allen & Unwin, 1939.

_____. **Studies in economic dynamics**. Londres: Allen & Unwin, 1943.

_____. **Theory of economic dynamics: an essay on cyclical and long-run changes in capitalist economy**. Londres: Allen & Unwin, 1954.

KEYNES, J. M. The general theory of employment, interest and money. In: KEYNES, J. M. **The collected writings of John Maynard Keynes**. Cambridge: Cambridge University Press, v. 7, 1973.

KIVIET, J. F. On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 68, n. 1, p. 53-78, jul. 1995.

KUMHOF, M. et al. Income inequality and current account imbalances. **IMF Working Paper Series No. 12/8 (WP/12/08)**, Washington, D. C.: International Monetary Fund (IMF), jan. 2012. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Income-Inequality-and-Current-Account-Imbalances-25606>. Acesso em: 14 fev. 2018.

LAVOIE, M. **Post-keynesian economics: new foundations**. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2014.

LAVOIE, M.; STOCKHAMMER, E. **Wage-led growth: an equitable strategy for economic recovery**. Londres: Palgrave Macmillan, 2013.

LEVIN, A. et al. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 108, n. 1, p. 1-24, Maio 2002.

LEVINE, D. P. Marx's theory of income distribution. In: ASIMAKOPOULOS, A. **Theories of income distribution**. Alphen aan den Rijn: Kluwer Academic Publishers, 1988. p. 48-74.

LOVE, I.; ZICCHINO, L. Financial development and dynamic investment behavior: evidence from panel VAR. **Quarterly Review of Economics and Finance**, Amsterdã, v. 46, n. 2, p. 190-210, maio 2006.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdã, v. 22, n. 1, p. 3-42, jul. 1988.

MARGLIN, S. A. **Growth, distribution, and prices**. Cambridge: Harvard University Press, 1984.

MARGLIN, S. A.; BHADURI, A. Profit squeeze and Keynesian theory. In: NELL, E. J.; SEMMLER, W. **Nicholas Kaldor and mainstream economics: confrontation or convergence?** Londres: Palgrave Macmillan, 1991. p. 123-163.

NAASTEPAD, C. W. M. Technology, demand and distribution: a cumulative growth model with an application to the Dutch productivity growth slowdown. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 30, n. 3, p. 403-434, maio 2006.

NAASTEPAD, C. W. M.; STORM, S. OECD demand regimes (1960-2000). **Journal of Post Keynesian Economics**, Abingdon, v. 29, n. 2, p. 211-246, 2006-2007.

NICKELL, S. Biases in dynamic models with fixed effects. **Econometrica**, Hoboken, v. 49, n. 6, p. 1417-1426, nov. 1981.

NISHI, H. Structural VAR analysis of debt, capital accumulation, and income distribution in the Japanese economy: a Post Keynesian perspective. **Journal of Post Keynesian Economics**, Abingdon, v. 34, n. 4, p. 685-712, 2012.

OECD. **Growing unequal? Income distribution and poverty in OECD countries**. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2008.

_____. **Divided we stand: why inequality keeps rising**. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2011.

_____. **In it together: why less inequality benefits all**. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2015.

ONARAN, Ö.; GALANIS, G. Income distribution and growth: a global model. **Environment and Planning A**, Thousand Oaks, v. 46, n. 10, p. 2489-2513, 2014.

ONARAN, Ö.; STOCKHAMMER, E. Two different export-oriented growth strategies: accumulation and distribution in Turkey and South Korea. **Emerging Markets Finance and Trade**, Armonk, v. 41, n. 1, p. 65-89, jan.-fev. 2005.

_____, E. Do profits affect investment? An empirical test based on the Bhaduri-Marglin model. In: HEIN, E.; HEISE, A.; TRUGER, A. **Wages, employment, distribution and growth: international perspectives**. Londres: Palgrave Macmillan, 2006.

ONARAN, Ö.; STOCKHAMMER, E.; GRAFL, L. Financialization, income distribution and aggregate demand in the USA. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 35, n. 4, p. 637-661, jul. 2011.

OSTRY, J. D.; BERG, A. Inequality and unsustainable growth: two sides of the same coin? **IMF Staff Discussion Notes No. 11/08 (SDN/11/08)**, Washington, D. C.: International Monetary Fund (IMF), abr. 2011. Disponível em: <<https://www.imf.org/en/Publications/Staff-Discussion-Notes/Issues/2016/12/31/Inequality-and-Unsustainable-Growth-Two-Sides-of-the-Same-Coin-24686>>. Acesso em: 13 fev. 2018.

OSTRY, J. D.; BERG, A.; TSANGARIDES, C. G. Redistribution, inequality, and growth. **Staff Discussion Notes No. 14/02 (SDN/14/02)**, Washington, D.C.: International Monetary Fund (IMF), fev. 2014. Disponível em: <<https://www.imf.org/en/Publications/Staff-Discussion-Notes/Issues/2016/12/31/Redistribution-Inequality-and-Growth-41291>>. Acesso em: 11 fev. 2018.

PIKETTY, T. **Capital in the twenty-first century**. Cambridge: Harvard University Press, 2014.

RAJAN, R. G. **Fault lines**: how hidden fractures still threaten the world economy. Nova Jersey: Princeton University Press, 2010.

RICARDO, D. Principles of political economy and taxation. In: SRAFFA, P.; DOBB, M. H. **The works and correspondence of David Ricardo**. Cambridge: Cambridge University Press, v. 1, 1951.

ROBINSON, J. **The accumulation of capital**. Londres: Palgrave Macmillan, 1956.

_____. **Essays in the theory of economic growth**. Londres: Palgrave Macmillan, 1962.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, out. 1986.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata. **The Stata Journal**, 2009.

ROWTHORN, R. E. Demand, real wages and economic growth. **Studi Economici**, Milão, v. 18, p. 2-53, 1982.

SALVADORI, N. **The theory of economic growth**: a 'classical' perspective. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2003.

SARGAN, J. D. The estimation of economic relationships using instrumental variables. **Econometrica**, Hoboken, v. 26, n. 3, p. 393-415, jul. 1958.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, Bethesda, v. 6, n. 2, p. 461-464, mar. 1978.

SETTERFIELD, M.; CORNWALL, J. A neo-Kaldorian perspective on the rise and decline of the Golden Age. In: SETTERFIELD, M. **The economics of demand-led growth**: challenging the supply-side vision of the long run. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2002. p. 67-86.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, Oxford, v. 70, n. 1, p. 65-94, fev. 1956.

_____. The neoclassical theory of growth and distribution. **BNL Quarterly Review**, Roma, v. 53, n. 215, p. 349-381, dez. 2000.

STATACORP. **Stata Statistical Software, version 13.0**. College Station: StataCorp LP, 2013. Conjunto de programas. 1 CD-ROM.

STEINDL, J. **Maturity and stagnation in American capitalism**. 2. ed. Nova Iorque: Monthly Review Press, 1976.

STIGLITZ, J. E. **The price of inequality**: how today's divided society endangers our future. Nova Iorque: W. W. Norton & Company, 2012.

STOCKHAMMER, E. Financialization, income distribution and the crisis. **Investigación Económica**, Ciudad Universitaria, v. 71, n. 279, p. 39-70, jan.-mar. 2012.

_____. Rising inequality as a cause of the present crisis. **Cambridge Journal of Economics**, Cambridge, v. 39, n. 3, p. 935-958, maio 2015.

_____. Wage-led versus profit-led demand: what have we learned? A Kaleckian-Minskyan view. **Review of Keynesian Economics**, Cheltenham, v. 5, n. 1, p. 25-42, 2017.

STOCKHAMMER, E.; EDERER, S. Demand effects of the falling wage share in Austria. **Empirica**, Nova Iorque, v. 35, n. 5, p. 481-502, dez. 2008.

STOCKHAMMER, E.; HEIN, E.; GRAFL, L. Globalization and the effects of changes in functional income distribution on aggregate demand in Germany. **International Review of Applied Economics**, Abingdon, v. 25, n. 1, p. 1-23, jan. 2011.

STOCKHAMMER, E.; ONARAN, Ö. Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a Kaleckian macro model. **Structural Change and Economic Dynamics**, Amsterdã, v. 15, n. 4, p. 421-447, dez. 2004.

_____. Wage-led growth: theory, evidence, policy. **Review of Keynesian Economics**, Cheltenham, v. 1, n. 1, p. 61-78, 2013.

STOCKHAMMER, E.; ONARAN, Ö.; EDERER, S. Functional income distribution and aggregate demand in the Euro area. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 33, n. 1, p. 139-159, jan. 2009.

STOCKHAMMER, E.; WILDAUER, R. Debt-driven growth? Wealth, distribution and demand in OECD countries. **Cambridge Journal of Economics**, Oxford, v. 40, n. 6, p. 1609-1634, nov. 2016.

SWAN, S. T. Economic growth and capital accumulation. **The Economic Record**, Hoboken, v. 32, n. 2, p. 334-361, nov. 1956.

UN. United Nations International Trade Statistics Database (UN COMTRADE), Nova Iorque: United Nations (UN), 2017a. Disponível em: <<https://comtrade.un.org/data>>. Acesso em: 26 jun. 2017.

_____. World Economic Situation and Prospects 2017 (WESP), Nova Iorque: United Nations (UN), 2017b. Disponível em: <https://www.un.org/development/desa/dpad/document_gem/global-economic-monitoring-unit/world-economic-situation-and-prospects-wesp-report/world-economic-situation-and-prospects-wesp-full-report/>. Acesso em: 17 out. 2017.

UNCTAD. The global economic crisis: systemic failures and multilateral remedies, Geneva: United Nations Conference on Trade and Development, 2009. Disponível em: <<http://unctad.org/en/pages/PublicationArchive.aspx?publicationid=2081>>. Acesso em: 25 fev. 2018.

_____. Structural transformation for inclusive and sustained growth. **Trade and Development Report Series 2016 (UNCTAD/TDR/2016)**, Geneva: United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), 2016. Disponível em: <<http://unctad.org/en/pages/PublicationWebflyer.aspx?publicationid=1610>>. Acesso em: 22 fev. 2018.

_____. Beyond austerity: towards a global new deal. **Trade and Development Report Series 2017 (UNCTAD/TDR/2017)**, Geneva: United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), 2017. Disponivel em: <http://unctad.org/en/pages/PublicationWebflyer.aspx?publicationid=1852>>. Acesso em: 22 fev. 2017.

UNIVERSIDADE DE GRONINGEN. Penn World Table version 9.0 (PWT9.0), 2015. Disponivel em: <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>>. Acesso em: 25 set. 2017.

WB. World Development Indicators (WDI), Washington, D.C.: World Bank (WB), 2017. Disponivel em: <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>>. Acesso em: 25 set. 2017.

WELDON, J. C. The classical theory of distribution. In: ASIMAKOPULOS, A. **Theories of income distribution**. Alphen aan den Rijn: Kluwer Academic Publishers, 1988. p. 15-47.

WRAY, L. R. **Money and credit in capitalist economies: the endogenous money approach**. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 1990.

WTO. International Trade Statistics (ITS), Geneva: World Trade Organization (WTO), 2017. Disponivel em: https://www.wto.org/english/res_e/statis_e/statis_e.htm>. Acesso em: 29 set. 2017.