

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL  
ESCOLA DE NEGÓCIOS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO.

CARLOS DAVID GODWARD

O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA ESTIMULA A MIGRAÇÃO DOS  
TRABALHADORES DE BAIXA RENDA AO MERCADO INFORMAL?

Porto Alegre, outubro de 2017

CARLOS DAVID GODWARD

O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA ESTIMULA A MIGRAÇÃO DOS  
TRABALHADORES DE BAIXA RENDA AO MERCADO INFORMAL?

Dissertação apresentada como  
requisito para a obtenção do grau de  
mestre pelo programa de pós-  
graduação da Escola de Negócios da  
Pontifícia Universidade Católica do  
Rio Grande do Sul.

ORIENTADOR: AUGUSTO MUSSI ALVIM

Porto Alegre, outubro de 2017

Aprovada em: de de .

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. Augusto Alvim - PUCRS

---

Prof. Helio Radke Bittencourt - PUCRS

---

Prof. Dr. Paulo Jacinto - PUCRS

A Raquel, Marina, Dolores, José Luís e Denise.

In memoriam: Carlos Tomás, Doris e Valdir.

## Agradecimentos

Um curso de pós-graduação é sempre um desafio importante e, no meu caso, postergado por muito tempo. Foram muitas as pessoas que me ajudaram a concluir este sonho. Em primeiro lugar, agradeço à minha esposa Raquel e à minha filha Marina, que me incentivaram a realizar o curso e me apoiaram durante esse trajeto. Quero agradecer, também, a todos os professores, que foram além da função básica de repassar o conteúdo aos alunos, procurando desenvolver meu potencial quando mostrava interesse no aprendizado. Aos meus colegas, que me ajudaram a puxar, do fundo do meu "HD", a matemática necessária - e muitas vezes complexa - para avançar no conteúdo, e se mostraram sempre dispostos a compartilhar e intercambiar conhecimento.

Um agradecimento especial para os professores Gustavo Moraes e Marco Tulio Franca, pelo incentivo a superar meus limites, indo além daquilo que me imaginava capaz. Também a meu orientador, Professor Augusto Alvim, que, "degrau por degrau", guiou-me até superar meus limites, a não perder o foco e me incentivou na realização deste trabalho.

## RESUMO

Os Programas de Transferência de Renda Condicionada, Programa Bolsa Família no Brasil, foram uma forma inovadora de reduzir a desigualdade social em muitos países, principalmente da América Latina. Estes programas se mostraram eficientes em vários aspectos, como reduzir a pobreza, a desigualdade, melhorar índices de escolaridade, etc. Mas, um aspecto pouco mencionado destes programas, é o potencial de incentivar os trabalhadores - alvo do programa - a migrar para o mercado laboral informal, com o objetivo de ficarem “invisíveis” aos gestores do programa e, assim, receberem os benefícios, ainda que não se qualifiquem a eles, pelos níveis de renda definidos pelo programa. Este trabalho utiliza o VECM (modelo Vector Corretor de Erros) para mostrar que este fato pode estar ocorrendo nas seis capitais do Brasil, que conformaram a Pesquisa Mensal de Emprego do IBGE, desde a criação do programa até março de 2016.

**Palavras-chave:** Programa Bolsa Família, PBF, Programas de Transferência de Renda Condicionada, PTRC, Modelo Corretor de Erros, VECM, ADF, séries temporais, séries de tempo, séries de tempo cointegradas.

## ABSTRACT

Conditional Income Transfer Programs, Bolsa Família Program in Brazil, became an innovative instrument for reducing social inequality in many countries, specifically, in Latin America, where they were widely adopted. These programs have proven effective in several aspects such as reducing poverty and inequality, improving schooling rates, etc. An aspect that has remained unmentioned of these programs was their potential to encourage targeted workers of the program to migrate to the informal labour market in order to remain "invisible" to program managers and, thus, receive the benefits even when they do not qualify according to program standards. This study applies VECM (Vector Error Corrector Model) to show this issue may be occurring in the six Brazilian state capitals, included in the IBGE Monthly Employment Survey, from the creation of the program, in 2004, until March 2016.

**Keywords:** Bolsa Família Program, PBF, Conditional Income Transfer Programs, CITP, Error Correcting Model, VECM, ADF, time series, cointegrated time series

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Pessoas Ocupadas no Mercado Informal de 2004 á 2016 .....	38
Figura 2 - Beneficio por Família Beneficiária 2004 a 2016.....	38
Figura 3 - PME-IBGE .....	39
Figura 4 - Índice de Produção Industrial – Brasil - 2004 a 2016.....	40
Figura 5 - Impulso/ Resposta .....	46



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Evolução das linhas de pobreza e extrema pobreza segundo o PBF para definição de benefícios até 2016.....	19
Tabela 2 - Benefícios mínimos e máximos do PBF até Julho 2017 .....	19
Tabela 3 - Renda total de uma família beneficiária do PBF .....	20
Tabela 4 - Resumo de trabalhos focados em impactos do PBF no mercado laboral informal .....	29
Tabela 5 - Composição do mercado de trabalho no Brasil - 2008.....	30
Tabela 6 - Impacto do BF na escolha ocupacional do chefe - 2008.....	30
Tabela 7 - Resumo das características das cidades que compõem o PME – IBGE 2007 .....	36
Tabela 8 - Descrição e Fonte das variáveis .....	37
Tabela 9 - Estatísticas Descritivas .....	37
Tabela 10 - Test ADF de Raiz Unitária com quebra estrutural .....	41
Tabela 11- Resultados do teste de numero de defasagens do MCE .....	42
Tabela 12 - Resultado do Teste de Cointegração de Johansen .....	42
Tabela 13 - Modelo Corretor de Erros.....	43
Tabela 14 - Vectores de Cointegração.....	43
Tabela 15 - Teste Causalidade de Granger .....	45

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Aumentos dos benefícios de renda mínima garantida .....	25
Gráfico 2 - Aumento dos benefícios aos trabalhadores do setor formal.....	26

## LISTA DE SIGLAS

ADF	Augmented Dickey-Fuller (Dickey-Fuller Aumentado)
CCT	Conditional Cash Transfers, (Transferências de Renda)
CEDEPLAR	Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
MDS	Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PBF	Programa Bolsa Família
PME	Pesquisa Mensal de Empregos
PNAD	Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio
PNUD	Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
PTRC	Programa de Transferência de Renda Condicionada
RDPC	Renda Domiciliaria <i>Per capita</i>
SENARC	Secretaria Nacional de Renda de Cidadania
TMIG	Targeted Minimum Income Guarantee (Renda mínima garantida)
VAR	Vetores Auto Regressores
VECM	Vector Error Correcting Model (Modelo Vetor Corretor de Erros)

## ÍNDICE

INTRODUÇÃO.....	13
1. OS PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA.....	16
1.1 O Programa Bolsa Família .....	18
1.2 Os programas de transferência de renda condicionada estimulam o trabalho informal? .....	23
1.3 Evidencias Empíricas.....	27
2. METODOLOGIA .....	34
2.1 Dados .....	36
2.2 Resultados .....	41
3. CONCLUSÕES.....	47
BIBLIOGRAFIA.....	50
APÊNDICES .....	53

## INTRODUÇÃO

Até a década de 1990, a proteção social, na América Latina e no Caribe, era majoritariamente organizada em torno do seguro social relacionado ao trabalho formal e incluía a cobertura de saúde e as pensões. Esse esquema reduziu a vulnerabilidade dos trabalhadores formais aos eventos do ciclo de vida. No entanto, dada a alta prevalência de emprego por conta própria e a informalidade, a proteção social não chegou a uma grande parte da população.

A necessidade de programas complementares de assistência se tornou evidente, quando os países da América Latina e Caribe foram atingidos por uma crise estrutural que aumentou, ainda mais, as taxas de desemprego e informalidade. No final dos anos 1990, o Brasil e o México inovaram, ao introduzir Programas de Transferência de Renda Condicionada (PTRC), que se diferenciavam da assistência social anterior, em diversos aspectos. O primeiro e mais importante é que eles pretendiam quebrar a transmissão intergeracional da pobreza, condicionando os pagamentos ao cumprimento das responsabilidades destinadas a desenvolver o capital humano das crianças.

Outras diferenças substanciais, em relação aos programas anteriores de assistência social, são, por um lado, que os benefícios foram pagos em dinheiro, ao invés de saídas práticas como a entrega de cestas de alimentos, reconhecendo que as famílias estão em melhor posição do que a administração pública, na decisão de como alocar os recursos disponíveis. Relevante salientar que as transferências foram atribuídas às mães, partindo do pressuposto de que as mulheres são mais capazes para destinar uma parte maior das despesas a tipos de bens e serviços que beneficiam as crianças, como alimentação, escolaridade e saúde (STAMPIN e TORNAROLLI, 2012).

Em geral, este tipo de programa tem duplo propósito. O primeiro é o alívio da pobreza atual, uma meta que é perseguida por meio dos pagamentos regulares de benefícios para as famílias beneficiárias. O segundo objetivo, que se baseia nas condicionalidades dos programas, visa promover o acúmulo de capital humano das crianças de modo a reduzir a pobreza estrutural em longo prazo. Um programa dessa magnitude torna imperativa a necessidade de se avaliarem seus efeitos. Muitos estudiosos e formuladores de políticas públicas veem os PTRCs como um modelo de rede de segurança social para os países em desenvolvimento.

Muitos estudos mostram o sucesso do Programa Bolsa Família (PBF) em promover investimento em capital humano e reduzir o nível de pobreza. Por exemplo, Chein, Andrade e Ribas (2007) apontam melhoras nutricionais das crianças, enquanto Cardoso e Souza (2004) e Pedrozo (2007) mostram que o PBF foi responsável por elevar a frequência escolar das crianças beneficiadas em três pontos percentuais. Ao mesmo tempo, vários estudos têm documentado como os padrões de vida dos beneficiários do PBF evoluíram ao longo do tempo. Brauw (*in* BRAUW, GILLIGAN, *et al.*, 2012) fornece evidências da causalidade entre essas mudanças e a participação no PBF em crianças, mulheres e famílias. O programa é muito bem-sucedido ao reduzir a desigualdade de renda e relativamente bem-sucedido em relação a seus objetivos de combater a pobreza no país (SOARES, SOUZA, *et al.*, 2010) (SOARES, RIBAS e OSÓRIO, 2007). Porém há que se levar em conta, também, outros potenciais efeitos do programa sobre o bem-estar social.

Uma dimensão que tem preocupado muito os economistas é a da oferta de trabalho. A motivação para tal preocupação consiste numa predição teórica de que o montante de dinheiro recebido por intermédio do PBF tenderia a diminuir o montante de trabalho ofertado pelos beneficiários do programa. A justificativa, para essa predição, é que, para um mesmo montante financeiro a ser recebido, o indivíduo preferiria ser remunerado pelo programa a ser remunerado por um trabalho que, em geral, pode trazer desconforto (seja pelo esforço, pelo deslocamento ou pelo desgosto com a natureza da tarefa). No entanto, tal predição, chamada de *efeito-preguiça*, foi refutada empiricamente por diversos estudos que avaliam o impacto do PBF sobre a participação e jornada de trabalho dos beneficiários (BARBOSA, 2011).

A motivação deste estudo reside no fato de a predição teórica em questão considerar o trabalho como algo homogêneo, em particular em relação à visibilidade

da sua remuneração pelo órgão gestor do programa. Porém, é razoável supor que os rendimentos provenientes do trabalho por conta própria, ou mesmo do emprego sem carteira assinada, sejam menos visíveis do que aquele proveniente do emprego com carteira assinada. Nesse caso é possível que o PBF afete mais a escolha sobre a ocupação em que o indivíduo estaria interessado em trabalhar do que a escolha entre trabalhar ou não trabalhar. O objetivo principal é, portanto, identificar em que medida o PBF distorce a escolha ocupacional dos beneficiários, no sentido de torná-los mais propensos a optar por uma ocupação informal.

A próxima seção mostrará como estes programas se difundiram em todo o mundo, com uma descrição detalhada do Programa Bolsa Família e a apresentação da motivação do trabalho. A seção seguinte descreve a metodologia, fornece o detalhe dos dados e os resultados. A última seção apresenta as conclusões do trabalho.

## 1. OS PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA

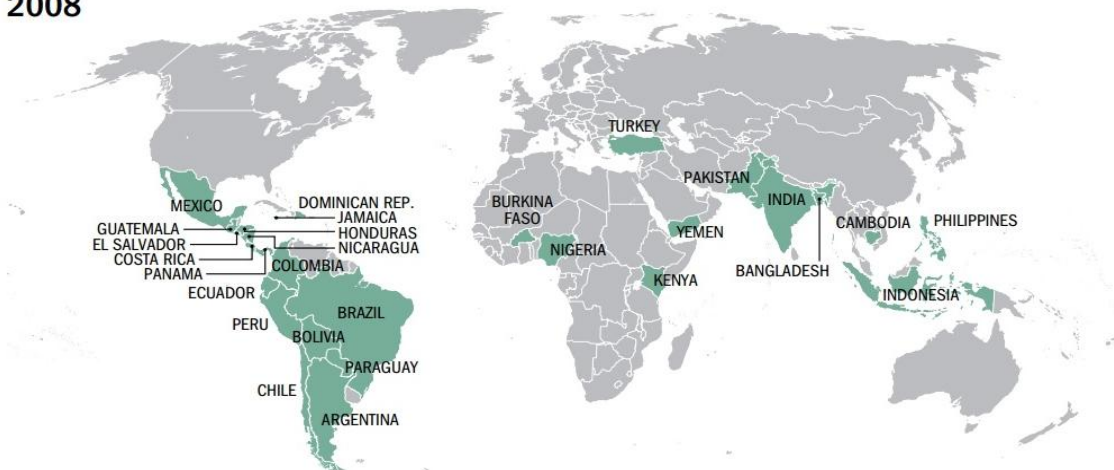
O interesse e o alcance dos PTRCs cresceram enormemente, nos últimos anos, como mostra a figura 1. Praticamente todos os países da América Latina adotaram o programa. O interesse em programas para incentivar os investimentos das famílias em educação infantil tem se espalhado de países em desenvolvimento para países desenvolvidos - mais recentemente para programas em Nova York<sup>1</sup> e Washington, DC.

Figura 1 - Mapa ilustrativo de países que implementaram PTRC entre 1997 e 2008

1997



2008



Fonte: Banco mundial

<sup>1</sup> Mais informação em: [http://home2.nyc.gov/html/ceo/html/programs/opportunity\\_nyc.shtml](http://home2.nyc.gov/html/ceo/html/programs/opportunity_nyc.shtml)



Por outro lado, além de aumentar o número de países com PTRCs, também aumentou o tamanho de alguns programas. Enquanto o PROGRESA, no México, começou com, aproximadamente, 300 mil famílias beneficiárias, em 1997; alcançou cinco milhões de famílias em 2008. O Programa Bolsa Família começou com quase 178 mil famílias e alcançou quase 14 milhões em fevereiro de 2016. Em outros países, o aumento no número de beneficiários tem sido menos explosivo, mas ainda notável. Na Colômbia, por exemplo, o objetivo inicial do programa era de 400 mil famílias, mas expandiu-se para cobrir 1,5 milhão de famílias beneficiárias até 2007.

O papel dos PTRCs, na política social, varia de lugar para lugar, como consequência das diferenças, tanto na concepção do programa, como no contexto em que operam. Obviamente, os PTRCs variam em relação às medidas pertinentes de cobertura. Em termos de abrangência absoluta, variam de 11 milhões de famílias (Brasil) a 215 mil famílias (Chile) para programas-piloto com algumas mil famílias, como no Quênia e na Nicarágua. Em termos de amplitude relativa, variam de, aproximadamente, 40% da população (Equador) a cerca de 20% (Brasil, México) e 1% (Camboja). Em termos de orçamento, os custos variam de cerca de 0,50% do Produto Interno Bruto (PIB) em países como Brasil, Equador e México a 0,08% do PIB, no Chile. A generosidade dos benefícios varia de 20% do consumo médio das famílias, no México, a 4% em Honduras, e menos ainda para programas em Bangladesh, Camboja e Paquistão.

“Oportunidades” do México é um dos casos icônicos. O programa começou cedo, a sua evolução tem sido realizada cuidadosamente, e tem sido bem-sucedida. O que realmente torna o programa do México icônico são as sucessivas ondas de dados coletados, para avaliar seu impacto, a publicação desses dados para domínio público e as centenas de artigos resultantes e milhares de referências que tal disseminação tem gerado.

O Brasil também é exemplar no uso de PTRCs. Começou cedo, seus programas evoluíram e o atual programa - Bolsa Família - é semelhante ao programa do México em cobertura e importância. Em vários aspectos, o programa Bolsa Família do Brasil apresenta um interessante contraste com o caso mexicano - a questão do federalismo está mais na vanguarda; é preciso uma aderência mais suave e mais gradual nas condições; e dá mais ênfase à redistribuição do que à formação de capital humano (FISZBEIN, 2009).

## 1.1 O PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

O PBF foi criado pelo governo federal em 2003, ao unificar os procedimentos de gestão e execução de várias ações de transferência de renda que atuavam de forma sobreposta, com baixa cobertura e limitações administrativas. Para realizar a unificação, o programa se beneficiou da existência do Cadastro Único, que vinha sendo aperfeiçoado e expandido de forma lenta, desde sua criação, em 2001, e cujo objetivo era integrar as informações sobre os beneficiários dos programas federais. Após a fusão de outubro de 2003, a configuração do PBF tem permanecido sem grandes alterações.

O Programa Bolsa Família não é um direito. Ao contrário, encontra-se explicitamente condicionado às possibilidades orçamentárias. Ao contrário de uma aposentadoria, um seguro-desemprego, ou o pagamento de um título da dívida pública, é um programa de orçamento definido. Uma vez esgotada a dotação orçamentária, ninguém mais pode passar a receber o benefício, pelo menos até que haja crédito suplementar (SOARES e SÁTYRO, 2009).

Quanto ao caráter, o programa é de proteção social de caráter não contributivo, no sentido de que as famílias destinatárias recebem transferências monetárias do Governo Federal, independentemente de sua participação no mercado de trabalho formal. É importante lembrar que, para 12% das famílias beneficiárias – aquelas que recebem apenas o benefício fixo –, o Bolsa Família é apenas um programa focalizado. A família não precisa fazer nada, a não ser permanecer pobre para receber o benefício. Para as demais famílias, o programa é tanto focalizado quanto condicionado, sendo que é necessário comprovar que os filhos frequentam a escola (OLIVEIRA e SOARES, 2012).

Desde 2003, a Secretaria Nacional de Renda de Cidadania (SENARC), do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS), é o órgão responsável pelo programa. Cabe à SENARC estabelecer normas para a execução, definir valores de benefício, estabelecer o diálogo com os municípios, definir e acompanhar contrapartidas, estabelecer metas – e, conseqüentemente, propor o orçamento anual do PBF –, definir quotas por município, estabelecer parceiras com os estados e com outros órgãos do Governo Federal, acompanhar o andamento do programa e fazer avaliações regulares. A SENARC também estabelece os critérios de quem recebe e de quanto recebe, define o questionário do Cadastro Único e os

critérios para suspensão e corte dos benefícios, entre várias outras definições de parâmetros operacionais. Em suma, a SENARC tem a regência do PBF e toma todas as principais decisões relativas ao programa (SOARES e SÁTYRO, 2009).

O Programa Bolsa Família é um Programa de Transferência de Renda para famílias em situação de extrema pobreza - com renda mensal de até R\$ 85,00 *per capita* - e com condicionalidades nas áreas de saúde e educação, para as famílias em situação de pobreza - as com renda mensal entre R\$ 85,00 e R\$ 170,00 *per capita* - desde que tenham crianças ou adolescentes de zero a 17 anos.

Desde a sua criação, o programa atualizou os valores que definem pobreza e extrema pobreza. Em 2004, estes valores eram de até R\$ 50,00 mensais *per capita*, para ser considerado de extrema pobreza e de R\$ 50,00 a R\$ 100,00 de renda mensal por pessoa para uma família ser considerada pobre. Na última atualização, em 2016, esses valores foram corrigidos para até R\$ 85,00 e de R\$ 85,00 a R\$ 170,00. Veja na Tabela 1 com a informação completa.

*Tabela 1 – Evolução das linhas de pobreza e pobreza extrema segundo o PBF até 2016*

Evolução das linhas de pobreza e extrema pobreza segundo o PBF para definição de benefícios

	2004	2006	Abr. 2009	Jul. 2009	2014	2016
Pobreza extrema	Até R\$ 50	Até R\$ 60	Até R\$ 69	Até R\$ 70	Até R\$ 77	Até R\$ 85
Pobreza	R\$ 50 a R\$ 100	R\$ 60 a R\$ 120	R\$ 69 a R\$ 137	R\$ 70 a R\$ 140	R\$ 77 a R\$ 154	R\$ 85 a R\$ 170

Valores *per capita*. Elaboração própria com dados do SUS e MDS.

A Tabela 2 detalha os valores mínimos e máximos que pode receber uma família em situação de extrema pobreza ou em situação de pobreza.

*Tabela 2 - Benefícios mínimos e máximos do PBF até Julho 2017*

Benefícios variáveis <sup>1</sup> R\$ 39	BVVA <sup>2</sup> R\$ 46	Total Benefícios Pobreza	Benefício Básico R\$ 85	Total Benefícios Extrema Pobreza
			R\$ 85	R\$ 85
x 1= R\$ 39		R\$ 39	R\$ 85	R\$ 124
x 5= R\$ 195		R\$ 195	R\$ 85	R\$ 280
x 5= R\$ 195	x 2 = R\$ 92	<b>R\$ 287</b>	R\$ 85	<b>R\$ 372</b>

(1) Benefício Variáveis Crianças e adolescentes, Gestantes e Nutrizes - até 5 por família.

(2) Benefício Variável Vinculado ao Adolescente - até 2 por família

Elaboração própria com dados do SUS e MDS.

A partir das duas tabelas acima se pode analisar a renda total de uma família que recebe benefícios do Programa Bolsa Família, expressadas na Tabela 3 a

seguir, assumindo que a família beneficiária receberia valores máximos de renda para cada faixa. Esta análise é útil para definir até que ponto os beneficiários seriam atraídos pelo “efeito-preguiça”, abandonando o mercado laboral para receber, unicamente, os benefícios do programa.

*Tabela 3 - Renda total de uma família beneficiária do PBF*

Beneficiários na pobreza		Beneficiários na extrema pobreza	
Total Benefícios Pobreza	Renda familiar	Total Benefícios Extrema Pobreza	Renda Familiar
R\$ 39	R\$ 510 <sup>2</sup>	R\$ 85	R\$ 170 <sup>1</sup>
R\$ 195	R\$ 1.190 <sup>3</sup>	R\$ 124	R\$ 255 <sup>2</sup>
R\$ 287	R\$ 1.530 <sup>4</sup>	R\$ 280	R\$ 595 <sup>3</sup>
		R\$ 372	R\$ 765 <sup>4</sup>

(1) Para unidade beneficiária composta de Pai e Mãe.

Total 2 pessoas.  $2 \times R\$ 85 = R\$ 255$

(2) Para unidade beneficiária composta de Pai, Mãe e um filho de até 16 anos de idade. Total 3 pessoas.  $P: (3 \times R\$ 170) = R\$ 510$  -  $EP: (3 \times R\$ 85) = R\$ 255$

(3) Unidade beneficiária composta de Pai, Mãe e cinco filhos até 16 anos de idade. Total 7 pessoas:  $(7 \times R\$ 170) = R\$ 1.190$  -  $EP: (7 \times R\$ 85) = R\$ 595$

(4) Unidade beneficiária composta de Pai, Mãe, cinco filhos de até 16 anos de idade e dois filhos de 16 a 17 anos de idade. Total 9 pessoas.

A tabela acima evidencia que, quando a renda familiar for de uma só pessoa, dificilmente ela deixaria de receber tal renda (R\$170,00) para se beneficiar do Programa Bolsa Família (R\$39,00). Ao mesmo tempo, considerando uma família de cinco filhos, pai e mãe, considerada pobre pelo programa, que sacrificaria R\$ 1.190,00 de renda, num emprego, para só receber R\$ 195,00 do PBF. Ou, também, uma família com um filho, que abriria mão de uma renda de R\$ 510,00 mensais para receber tão somente R\$ 39,00 do programa. A mesma situação se extrai para o caso das famílias em extrema pobreza. Tome-se como exemplo, uma família de pai, mãe e cinco filhos, que sacrificariam R\$ 595,00 de renda mensal para receber R\$ 280,00 pelo PBF.

Fica claro, assim, que dificilmente as unidades beneficiárias estariam atraídas pelo “efeito-preguiça”, ou seja, abandonar o mercado laboral para se beneficiar apenas do programa de transferência de renda. Seria mais provável e, talvez considerado interessante, para os beneficiários, “esconder” determinada renda, no mercado laboral informal, que fosse mais alta que o valor necessário para classificar para o programa, de forma a continuar recebendo o benefício.

Como seria de se esperar o Programa Bolsa Família foi avaliado com bastante intensidade. O universo de avaliações, no Brasil, é vasto, e existem

diversas análises quantitativas e qualitativas. Os aspectos cobertos nas avaliações estão centrados na desigualdade, na pobreza, educação e mercado de trabalho.

Há uma razoável literatura em relação aos impactos do programa sobre a desigualdade, na qual figuram trabalhos feitos com diferentes metodologias e, portanto, com resultados numéricos diferentes, mas cujas conclusões qualitativas se assemelham. A maior parte dos estudos, como de Soares (2006), Hoffmann (2006), Soares *et al.* (2006), Soares *et al.* (2007), e Soares e Sátyro (2009), entre outros, usa a decomposição fatorial do coeficiente de Gini para estimar os impactos de cada fonte de renda sobre a desigualdade.

Um dos principais efeitos esperados do Programa Bolsa Família é a redução da pobreza, mas, curiosamente, existem poucas análises sobre esta questão. O principal indicador que capta esta redução é a taxa de pobreza, a razão entre o número de pobres e a população total. Soares *et al.* (2007) definem os níveis de pobreza extrema e pobreza segundo as duas linhas administrativas que determinavam a elegibilidade para o PBF, no momento da criação do programa, em janeiro 2004, com R\$ 50,00 e R\$ 100,00. De 1999 a 2009 a pobreza caiu no Brasil quase 12 pontos percentuais: de 26% para 14% da população. Os benefícios do Programa Bolsa Família responderam por, aproximadamente, 16% da queda. No caso da pobreza extrema, a pobreza caiu de 10% para menos de 5% da população e o benefício do programa respondeu por quase um terço da redução (SOARES, SOUZA, *et al.*, 2010).

Adicionalmente, para Soares e Sátyro, o PBF tem tido pequeno impacto sobre a pobreza, medida como a porcentagem de pessoas vivendo com renda abaixo de R\$ 120,00, que configura a linha de pobreza do próprio programa. Segundo análise, o PBF reduz a porcentagem de pessoas pobres em apenas 1,64 pontos percentuais, de 21,7% para 20,0% da população. Os autores consideram que é pouco já que 1,7 pontos percentuais equivalem a 8% de 21,7%. Isto seria previsível, uma vez que os valores transferidos são substantivamente menores que a linha de R\$ 120,00 *per capita*. A ausência de impacto do PBF sobre a pobreza se deve ao baixo valor dos benefícios. Maiores impactos, só com maiores benefícios (SOARES e SÁTYRO, 2009).

Desde outro ponto de vista, varios estudos mostraram que o programa também parece apresentar impactos positivos sobre importantes indicadores

educacionais, o que sugere que tal política poderá ter efeitos intergeracionais favoráveis sobre o bem-estar da população beneficiada (GLEWWE e KASSOUF, 2008), (CARDOSO e SOUZA, 2004) e (DUARTER e SILVEIRA NETO, 2008).

Uma das maiores preocupações do Programa Bolsa Família é a nutrição das crianças beneficiárias, na medida em que a própria concepção do programa se deu dentro do Programa Fome Zero. A pesquisa de Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família (AIBF), ao avaliar o impacto na saúde nutricional dos menores beneficiários, concluiu que ele não indica qualquer efeito do programa na condição nutricional dessas crianças, seja em nível nacional, seja no regional. Ou seja, não foi detectada nenhuma diferença significativa entre a nutrição de participantes do PBF e a de não participantes (SOARES e SÁTYRO, 2009).

Uma das críticas mais ouvidas na mídia, a respeito do PBF, é relativa ao “efeito-preguiça”. Segundo esta crítica, condicionar um benefício à renda da família pode levar à acomodação e diminuir a oferta de trabalho de seus membros. Ou seja, a hipótese é que a transferência criaria um desincentivo ao trabalho, principalmente naquelas famílias para as quais só existe o benefício básico e, portanto, não há condicionalidade a ser cumprida.

Foguel e Barros (2008), Teixeira (2011), e os resultados da Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família realizada pelo CEDEPLAR e publicados em 2007 analisam a oferta de trabalho a adultos. Tavares (2008) estuda o efeito do programa sobre a oferta de trabalho das mães beneficiárias. Finalmente, Cardoso e Souza (2004) estimam os impactos dos programas de transferência, no Brasil, sobre a oferta de trabalho das crianças. A maior parte dos estudos encontra efeitos demasiadamente pequenos para serem considerados relevantes. Há um efeito um pouco maior apenas para mães, que podem chegar a trabalhar quase duas horas a menos, semanalmente, por receberem uma Bolsa Família.

Duas considerações merecem ênfase: primeiro, trata-se de um efeito realmente pequeno. Segundo, há uma grande literatura sobre desenvolvimento infantil mostrando que os cuidados das mães com as crianças pequenas têm consequências importantes, que duram toda a vida. Isto sugere que a redução da oferta de trabalho das mães é um efeito do Programa Bolsa Família a ser comemorado, e não lamentado.

Outro ponto de vista do mercado laboral se refere à possibilidade de o trabalhador preferir receber sua remuneração no mercado informal. Para, aproximadamente, 88% dos beneficiários é importante a comprovação da remuneração, já que a partir de determinado nível de renda, eles deixam de ter direito aos benefícios. Assim, pode ser preferível receber os rendimentos de uma fonte informal, na prática, sem carteira assinada. Desta forma, existe a possibilidade que o programa esteja estimulando os trabalhadores, que se qualificam para participar do programa e aqueles que já participam, a trabalhar no mercado informal, para ficar fora do controle do gestor do programa e receber ou continuar recebendo os benefícios.

## 1.2 OS PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA CONDICIONADA ESTIMULAM O TRABALHO INFORMAL?

A crise financeira mexicana de 1995, conhecida como “tequilaço”, produziu altos índices de desemprego no país, acentuando o problema da pobreza extrema. No ano 2000 o então subsecretario da Secretaria da Fazenda, Santiago Levy, projetou e implantou o Programa de Educación, Salud y Alimentación (Progresa), que, em 2002, passou a se chamar Programa de Desarrollo Humano Oportunidades (Oportunidades) (BID, 2009).

Para Levy (2008), três aspectos se destacaram no desenvolvimento do México, no período de 1997 a 2006. Em primeiro lugar, o crescimento do PIB *per capita* e da produtividade eram baixos em níveis internacionais, em um período no qual o México experimentou estabilidade macroeconómica e implementou reformas para melhorar a eficiência. O crescimento do emprego formal foi igualmente baixo. Por fim, teve uma forte expansão de benefícios de saúde, habitação, creches e programas de pensão para lares sem cobertura social.

Levy considera que as políticas sociais incoerentes podem ter incentivado os trabalhadores a procurar empregos informais de baixa produtividade, e, também, as empresas a investirem em projetos lucrativos, mas socialmente em qualidade. O argumento é que se as políticas sociais podem ser melhoradas, é uma questão de métodos e não de objetivos (LEVY, 2008).

No livro “Good Intentions, Bad Outcomes”<sup>2</sup>, Santiago Levy apresenta um marco teórico, mostrando de que forma as políticas sociais implementadas no México estimulam tanto trabalhadores como empresas a desenvolver atividades na informalidade. Basicamente, ele considera que existem dois setores de atividade, o formal e o informal. O setor formal consiste em empregos fornecidos pelas empresas, com todos os direitos trabalhistas garantidos. O setor informal é aquele que não realiza o pagamento dos aportes ao sistema de seguridade social, contratando os funcionários sem “carteira assinada”. Ao mesmo tempo, para proteger setores que permanecem vulneráveis, o governo mexicano oferece benefícios de proteção social de forma gratuita aos trabalhadores do setor informal.

Assim, as empresas investem em salários mais caros, quando devem pagar a maior parte dos aportes ao sistema de seguridade social, por um lado; e os trabalhadores do setor informal, recebem um pacote, ainda que reduzido, de benefícios por parte do governo, que implica em uma melhoria na remuneração. Assim, assegura Levy, o encarecimento dos salários do setor formal reduz a demanda por parte das empresas, nesse mercado, e os benefícios de proteção social estimulam a oferta de trabalho no setor informal (LEVY, 2008).

Ahmad e Best (2012) apresentam um quadro teórico para a análise da política fiscal e de programas de benefícios sociais, em países com setor informal significativo. Especificamente, estudam os efeitos, no mercado laboral, de mão-de-obra pouco qualificada, na presença de mudanças dos benefícios sociais (nos mercados formal e informal), entre outras variáveis. Pode-se conferir, no gráfico a seguir, o impacto de incrementos nos benefícios, chamados Targeted Minimum Income Guarantee (renda mínima garantida), no mercado laboral informal.

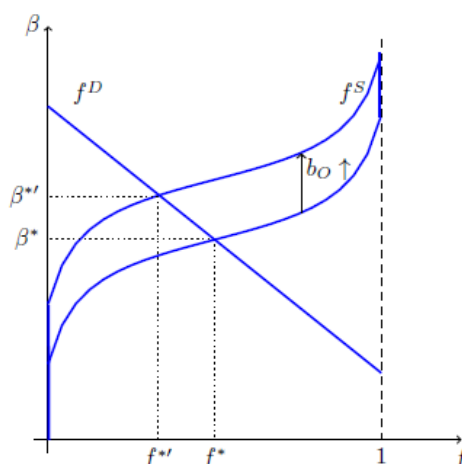
Um aumento na TMIG, representada por  $b_0$  no *Gráfico 1*, deslocará a curva de oferta para “cima”, fazendo com que o prêmio salarial do setor formal aumente, de  $\beta^*$  a  $\beta^{*1}$ , e que a oferta laboral formal caia, de  $f^*$  a  $f^{*1}$ , como mostram as linhas. Isso ocorre porque, embora o benefício TMIG seja direcionado para famílias sem trabalho, a implementação é imperfeita, já que os trabalhadores com empregos informais podem ainda receber o benefício. Isto torna o trabalho informal mais atraente e o trabalho formal menos atraente, diminuindo a oferta laboral formal.

---

<sup>2</sup> Aproximadamente em português: “boas Intenções, maus resultados”.



Gráfico 1 - Aumentos dos benefícios de renda mínima garantida



Aumentos dos benefícios de renda mínima garantida ( $\uparrow b_0$ ) diminui a oferta laboral,  $f^1$ , a uma renda maior  $\beta^1$ . Fonte: (Ahmad & Best, 2012)

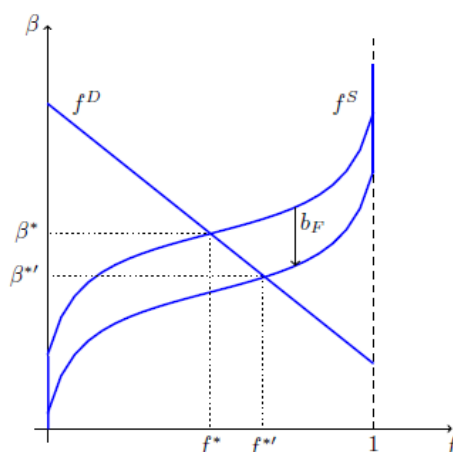
Isso sugere que o uso de garantias de renda mínima, direcionadas para aqueles que estão fora da formalidade, pode ser uma forma muito dispendiosa de redistribuir renda a esse grupo se o nível do benefício for muito alto. Isso significa que um alto nível de TMIG tornará mais atraente ser um trabalhador informal, aumentando a informalidade; já os empregadores formais terão que aumentar os salários formais para atrair trabalhadores, efetivamente taxando o emprego formal, reduzindo a produtividade e a eficiência.

No caso de aumento nos benefícios a trabalhadores no setor formal, a curva de oferta laboral se desloca para a direita e para baixo, fazendo que o salário do setor formal diminua de  $f^*$  a  $f^{*1}$ , e a oferta de trabalho formal aumente, de  $\beta^*$  a  $\beta^{*1}$ , como mostra o *Gráfico 2*.

Como a demanda relativa não é perfeitamente inelástica, a queda do salário não será suficiente para compensar o aumento do consumo decorrente do aumento do benefício formal<sup>3</sup>. Assim, os trabalhadores formais estarão melhor colocados, tornando mais atraente aceitar um trabalho dentro da formalidade, aumentando a oferta, nesse mercado (AHMAD e BEST, 2012).

<sup>3</sup> Matematicamente  $\Delta b_f > \beta^{*1} - \beta^*$

Gráfico 2 - Aumento dos benefícios aos trabalhadores do setor formal



Benefícios á trabalhadores formais aumentam a oferta de trabalho  $f^i$  a uma renda menor  $\beta^i$ , mais que compensada pelo aumento do benefício (<sup>3</sup>).

(Fonte: (Ahmad & Best, 2012)

Foi visto, de forma teórica, como os programas de transferência de renda condicionada impactam os mercados laborais. Surge, então, uma pergunta? Por que que os mercados informais são prejudiciais?

A ideia de que os rendimentos provenientes de uma ocupação informal sejam menos visíveis pelo órgão gestor do programa, do que aquele proveniente do emprego formal, motiva esta investigação. Sendo assim, é possível que os beneficiários migrem de uma ocupação no setor formal para uma ocupação no setor informal da economia. Esse efeito seria prejudicial à sociedade, por, no mínimo, dois motivos. Primeiro, uma mudança na composição do emprego, que reduza o peso do setor formal, acaba comprometendo a capacidade do Estado de financiar suas políticas, inclusive aquelas diretamente relacionadas ao bem-estar social. Um segundo motivo de preocupação, com relação a um suposto efeito pró-emprego informal, diz respeito a uma menor probabilidade de o beneficiário do PBF sair da pobreza estando empregado no setor informal (BARBOSA e CORSEUIL, 2014).

Para Levy (2008), com o tempo, políticas que estimulam o setor informal podem provocar um ciclo vicioso prejudicial à produtividade. Como uma menor produtividade resulta em salários reais mais baixos, é compreensível que o governo tente melhorar o nível de vida dos trabalhadores com mais programas sociais, em particular, para os destinados ao setor informal. Isto, por sua vez, amplia, ainda mais, a brecha entre o custo do emprego formal e informal, implicando em mais empregados informais sem cobertura social.

Esta tendência gera mais empregos de baixa produtividade, contrai a oferta de mão de obra para as empresas formais mais produtivas e impede um aumento dos salários reais, fechando assim o ciclo. Para Levy a resposta não é eliminar os mecanismos de proteção social, mas eliminar o vínculo entre o financiamento da prestação de serviços e a relação laboral.

### 1.3 EVIDENCIAS EMPÍRICAS

O impacto das transferências governamentais, para famílias ou indivíduos, tem sido um campo de pesquisa teórica e empírica tanto para as literaturas de economia de trabalho quanto de desenvolvimento. O foco da literatura de economia do trabalho é sobre o efeito dos programas de bem-estar e impostos negativos sobre a participação da força de trabalho e horas trabalhadas, juntamente com seu impacto no ciclo econômico.

Na literatura sobre economia de desenvolvimento, o desincentivo ao trabalho está relacionado com a possibilidade de gerar dependência de programas de transferência de renda para os beneficiários. A preocupação é que os critérios de elegibilidade possam gerar incentivos para que os adultos não apenas permaneçam fora da força de trabalho, caindo numa armadilha da pobreza, mas também dando preferência aos empregos informais.

Embora os trabalhadores “sem carteira assinada” sejam, em geral, mais vulneráveis, os beneficiários podem preferir este tipo de emprego devido às dificuldades dos programas de monitorar os rendimentos informais. Além disso, ambas as literaturas afirmam que, quanto mais tempo um trabalhador permanece fora do mercado formal de trabalho, mais difícil será encontrar um emprego e, quando o encontrar, pior será a qualidade da oferta, motivada pela depreciação do capital humano ou a deterioração da rede de contatos (RIBAS e SOARES, 2011).

Esta dimensão tem preocupado muito os economistas. A tendência é que, para um mesmo montante financeiro a ser recebido, o indivíduo preferiria ser remunerado pelo programa a ser remunerado por um trabalho que, em geral, lhe traz desconforto (seja pelo esforço, pelo deslocamento ou pelo desgosto com a natureza da tarefa). No entanto tal predição, chamada de *efeito-preguiça*, foi refutada empiricamente por diversos estudos que avaliam o impacto do PBF sobre a

participação e jornada de trabalho dos beneficiários (TEIXEIRA, 2011) (BARROS e FOGUEL, 2010).

A motivação deste estudo reside no fato de a predição teórica, em questão, considerar o trabalho como algo homogêneo, em relação à visibilidade da remuneração pelo órgão gestor do programa. Porém, é razoável supor que os rendimentos provenientes do trabalho, por conta própria, ou mesmo do emprego sem carteira assinada, sejam menos visíveis que aqueles provenientes do emprego com “carteira assinada”. Nesse caso, é possível que o PBF afete mais a escolha sobre a ocupação em que o indivíduo estaria interessado em trabalhar, do que a escolha entre trabalhar ou não trabalhar.

A evidência empírica do impacto de programas TRC, na escolha ocupacional do adulto beneficiário do programa, ainda está incipiente. Barbosa e Corseuil (2011) analisam estatísticas descritivas, a partir de dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2008 e 2009 do IBGE. Skoufias e Di Maro (2006), Ribas e Soares (2011) e Brauw *et al* (2012) empregam alguma versão do estimador de diferenças em diferenças. A hipótese de identificação compartilhada, nesses trabalhos, portanto, é a de que as características não observáveis dos indivíduos, que interferem na seleção do programa, são fixas no tempo. Por outro lado, também, Barbosa e Corseuil (2014) adotam uma estratégia de identificação do efeito do PBF na escolha ocupacional, que procura isolar o real efeito do programa de diferenças em características não observáveis dos indivíduos. Veja na tabela a seguir um resumo dos trabalhos de pesquisa em esta área.

Tabela 4 - Resumo de trabalhos focados em impactos do PBF no mercado laboral informal

Autores	Ano	Método	Dados	Período dos dados	Conclusões
Barbosa e Corseuil	2011	Estatística Comparativa	POF	2008 e 2009	PBF altera a escolha do tipo de trabalho principal dos chefes de famílias beneficiárias.
Ribas e Soares	2011	Generalized Propensity Score	PNAD	2001, 2004 e 2006 Panel Data	Reduz a participação da principal fonte de renda do trabalho das famílias no setor formal nas áreas metropolitanas.
Brauw, et al.	2012	Propensity score weighting	Cadastro Único e PBF	2005 e 2009 Panel Data	Alguma evidência que os homens têm trabalhado mais horas no setor informal.
Barbosa e Corseuil	2014	Regressão de descont. difusa	PNAD Micro dados	2006 Cross Section	O PBF não tem impactos sobre a escolha ocupacional dos beneficiários entre os postos formais e informais.

Fonte: O autor

Barbosa e Corseuil (2011), no primeiro trabalho em que tratam do tema, utilizam estatísticas descritivas para tentar responder à pergunta se o PBF distorce a escolha ocupacional do chefe de domicílio. Eles utilizam a composição dos orçamentos domésticos das famílias e as características demográficas dos domicílios da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2008 e 2009 pelo IBGE. A amostra é delimitada para considerar domicílios onde os filhos tenham idade entre 16 anos e meio (198 meses) e 18 anos e meio (222 meses). Essa sub amostra foi dividida nos seguintes grupos:

- “não elegíveis - quase elegíveis”: domicílios com filhos mais novos na idade entre 18 anos (216 meses) e 18 anos e seis meses (222 meses); e,
- “elegíveis - quase não elegíveis”: domicílios com filhos mais novos na idade entre 16 anos e seis meses (198 meses) e 17 anos e 11 meses (215 meses).

A delimitação desses grupos específicos é o aspecto central da metodologia. Nesse sentido, os grupos foram delimitados para contrastar as decisões de domicílios não elegíveis, porém “quase elegíveis” com as decisões tomadas em domicílios elegíveis, porém “quase inelegíveis”.

Para os fins do estudo, o trabalhador faz parte do setor informal se não houver dedução da previdência pública – para o Instituto Nacional do Seguro Social

(INSS) ou para os governos municipal, estadual e federal – no rendimento bruto ou se for trabalhador por conta própria. Por outro lado, o trabalhador é classificado como trabalhador do setor formal se houver deduções do rendimento referentes à previdência pública e se for empregador.

A composição da força de trabalho, no Brasil, seguindo o critério acima, é apresentada na *Tabela 5*. A tabela mostra uma desagregação por tipo de ocupação em cada setor (formal e informal). O emprego do setor informal representava quase 57% da força de trabalho no Brasil, em 2008. Nota-se que, no mercado de trabalho informal, prevalece a ocupação de autônomos (atividade por conta própria), com uma representatividade de 32% do total. Já no setor formal, predomina a condição de empregados entre os trabalhadores (cerca de 40% da amostra).

*Tabela 5 - Composição do mercado de trabalho no Brasil - 2008*

	Quantidade		%
Formal	17.603.945		
Empregado	17.208.996	43,2	42,2
Empregador	394.949		1,0
Informal	23.133.727	56,8	
Empregado	10.001.857		24,6
Conta-própria	13.131.870		32,2
Total	40.737.672	100,0	

Fonte: (Barbosa A. L., 2011) – dados POF 2008-2009.

Nota: 1 Foi computado somente os trabalhos principais dos chefes de família.

A tabela 6 compara a composição ocupacional dos chefes de famílias em cada um dos dois grupos considerados no estudo. A informalidade é mais de sete pontos percentuais maior no grupo elegível (um aumento em torno de 15 %).

*Tabela 6 - Impacto do BF na escolha ocupacional do chefe - 2008*

	Elegíveis ("quase inelegíveis")		Não elegíveis ("quase elegíveis")	
	Quantidade	%	Quantidade	%
Formal	851.788	41,0	358.496	48,6
Empregado	847.149	40,8	356.334	48,3
Empregador	4.639	0,2	2.162	0,3
Informal	1.223.363	<b>59,0</b>	379.891	<b>51,4</b>
Empregado	551.481	26,6	177.648	24,1
Conta-própria	671.882	32,4	202.243	27,4
Total	2.075.152	100,0	738.387	100,00

Fonte: (Barbosa A. L., 2011) – Dados POF 2008-2009

A hipótese fundamental, que permite usar tal comparação como uma medida do impacto do PBF na escolha do tipo de ocupação no principal trabalho dos chefes de famílias beneficiárias do programa, é a de que todos os demais fatores que afetam tal escolha o fazem da mesma forma, num grupo ou no outro. Sob esta hipótese, Barbosa e Corseuil (2011) concluem que o PBF altera, de fato, a escolha do tipo de trabalho principal dos chefes de famílias beneficiárias.

O resultado de Skoufias e Di Maro (2006), para o México, aponta um efeito sobre a participação de trabalhadores por conta própria, imediatamente após a implantação do programa Oportunidades. No entanto, esse efeito desaparece pouco tempo depois. Em relação aos resultados dos trabalhos sobre o PBF, identifica-se uma diminuição na participação no setor formal, bem como um aumento na jornada de trabalho no setor informal (RIBAS e SOARES, 2011) (BRAUW, GILLIGAN, *et al.*, 2012).

Ribas e Soares (2011) utilizam uma abordagem baseada em GPS (Generalized Propensity Score) para estimar o impacto do PBF sobre a oferta de mão-de-obra, no Brasil. Extraem os dados da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio (PNAD) de 2004 e 2006. Esta pesquisa recolhe um amplo conjunto de informações sobre as características demográficas e socioeconômicas das famílias, mas em 2004 e 2006, incluiu um questionário especial sobre os programas de transferência de dinheiro.

Eles defendem a hipótese que, quando o programa vai de áreas isoladas para grandes cidades e todos ficam informados sobre suas regras, os impactos podem ser diferentes. O estudo verifica que o benefício efetivamente amplia a participação dos trabalhadores adicionais das famílias nas áreas rurais. Por outro lado, reduz a participação da principal fonte de renda do trabalho das famílias no setor formal, nas áreas metropolitanas (Ribas & Soares, 2011).

A segunda rodada da AIBF (Avaliação de Impacto do Programa Bolsa Família) está inserida no acordo de empréstimo para o fortalecimento do PBF estabelecido entre o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome e o Banco Mundial. Para viabilizar a execução do estudo, foi realizado um processo licitatório internacional, entre o MDS e o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), que levou à seleção do consórcio de instituições, formado entre o Instituto Internacional de Pesquisa sobre Políticas Alimentares (IFPRI) e a

empresa Datamétrica Consultoria, Pesquisa e Telemarketing Ltda (Brauw, Gilligan, Hoddinott, & Roy, 2012).

A pesquisa utiliza dados do Cadastro Único e do Programa Bolsa Família em 2005 e 2009 e a metodologia para esta avaliação é a *propensity score weighting*. Uma abordagem que estima e aplica pesos para equilibrar, estatisticamente, as características do pré-programa, entre os receptores do Programa Bolsa Família e a seleção específica de não destinatários utilizados para comparação. Brauw, *et al.* (2012) concluem que há alguma evidência de que, nos domicílios participantes, os homens têm trabalhado menos horas por semana no setor formal e mais horas no setor informal.

Os resultados obtidos não sustentam a hipótese de que o PBF estaria estimulando a informalidade dos beneficiários. Vale dizer que esse resultado envolve diferentes dimensões de informalidade investigadas, quais sejam: a ocupação principal dos chefes de domicílio; a ocupação secundária do domicílio, isto é, aquela que gera a segunda maior fonte de rendimento do trabalho ao domicílio; e, por fim, a proporção do total de horas trabalhadas no domicílio, dedicadas a ocupações informais.

Barbosa e Corseuil (2014) aplicam o método de *regressão de descontinuidade difusa*, explorando a descontinuidade presente nas regras de elegibilidade do programa. Diversos trabalhos que procuram aferir os benefícios do PBF exploraram a condição de elegibilidade baseada na Renda Domiciliar *per capita* (RDPC). Dado que o rendimento de uma ocupação informal pode ser ocultado dos agentes responsáveis pelo PBF, há espaço para a auto seleção; e a probabilidade de um indivíduo entrar no programa depende de características não observáveis. Por este motivo, os autores optaram por explorar a condição de elegibilidade baseada na idade do filho mais novo, por ser uma variável mais difícil de ser manipulada.

A análise é feita com base nos micro dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006, do IBGE. A amostra é dividida em duas sub amostras. De um lado, aqueles em que o filho mais novo estava prestes a completar 16 anos de idade em 31 de dezembro de 2005<sup>4</sup>; de outro, aqueles em que

---

<sup>4</sup> De outra forma: o grupo dos “elegíveis quase não elegíveis”, aos benefícios do PBF em 2006, está formado pelas famílias onde o filho mais novo faz 16 anos a partir de 31 de dezembro de 2005. Por tanto em 2006 ainda tem 15 anos e ainda são elegíveis ao benefício. A outra subamostra que inclui os “não elegíveis, quase elegíveis” está formado pelas famílias onde o filho mais novo faz



o filho mais novo havia recentemente completado 16 anos de idade em 31 de dezembro de 2005. Os resultados encontrados sugerem que o programa não tem impactos sobre a escolha ocupacional dos beneficiários entre os postos formais e informais.

Na ampla literatura, avaliando os efeitos do PBF no mercado laboral, a grande maioria se concentrou no “efeito-preguiça”, pela qual os beneficiários reduziram a oferta laboral ao converter-se em beneficiários de programas sociais. Esta abordagem foi refutada por vários estudos, entre eles Teixeira (2011) e Foguel e Barros (2010).

Como se pode aduzir, pouco foi estudado sobre os efeitos de PTRC sobre a escolha ocupacional. Em três casos, estes estudos encontraram evidências de que o PBF estimulou os beneficiários, as principais fontes de renda das famílias, a escolherem empregos no mercado laboral informal, assim, sendo invisíveis aos gestores do programa, seguindo com o recebimento do benefício, ainda que não se enquadrassem nas especificações para recebê-lo. O trabalho de Barbosa e Corseuil (2014) é o único que não confirma esta tendência. É interessante destacar que os dados mais recentes estudados são de 2009 por Brauw. Em todos os casos se avaliam mudanças entre dois períodos.

Dois estudos mostram que o PBF causa a migração de trabalhadores do setor formal para o setor laboral informal. Assim, o objetivo deste estudo é identificar se existe uma relação de longo prazo entre os beneficiários do PBF e sua escolha ocupacional. A tal fim se utilizam dados mensais de doze anos, totalizando 146 períodos ou observações. Nenhum outro trabalho estudou os efeitos do PBF por um período tão extenso como este. Ao explorar séries temporais de longo prazo, que resultam ser cointegradas, pode-se aplicar VECM para analisar a relação entre as variáveis. Assim, além de ser o primeiro trabalho que se vale deste método, também é o primeiro que estuda a relação de longo prazo entre o Programa Bolsa Família e o mercado laboral informal.

---

16 anos até 31 de dezembro. Não são elegíveis porque em 2006 o filho mais novo já tem 16 anos. E são “quase elegíveis” por fazer aniversário poucos dias antes do fim do ano.

## 2. METODOLOGIA

Esta seção, a partir do trabalho de Asteriu e Hall (2006), fornece detalhes do modelo utilizado para estudar de que forma o Programa Bolsa Família pode estimular trabalhadores a recorrerem ao mercado laboral informal de forma a não perderem os benefícios do programa. Quando as variáveis, além de não estacionárias, são cointegradas, pode-se aplicar o Modelo de Correção de Erros, um caso específico do vector auto regressivo (Dimitrios Asteriou, 2006).

A não estacionariedade de séries temporais é uma possível manifestação de uma tendência estocástica nas séries. Do ponto de vista econométrico ela é problemática, porque gera regressão espúria e não permite o uso da teoria assintótica para estimação e inferência. Uma maneira de resolver a não estacionariedade é diferenciar, sucessivamente, a série até obtê-la e, depois, usá-la para análise de regressão. O desejo de ter modelos que combinam propriedades de curto e longo prazos e, ao mesmo tempo, que mantenham a estacionariedade em todas as variáveis, levou a uma reconsideração do problema de regressão, usando variáveis medidas em seus níveis.

Quando duas variáveis não são estacionárias, podemos representar o erro como uma combinação de dois processos de erro acumulados. Esses processos, chamados tendências estocásticas, normalmente se combinam para produzir outro processo não estacionário. No caso de duas variáveis estarem efetivamente relacionadas, espera-se que se movam juntas e encontrem uma combinação que elimine a não estacionariedade. Neste caso, as variáveis são cointegradas. Em teoria, isso deveria acontecer apenas quando existe uma relação que une as duas variáveis e, portanto, a cointegração se torna uma maneira muito poderosa de detectar a presença de estruturas econômicas. Para uma relação de longo prazo existir, requer-se que a combinação linear de duas variáveis seja uma variável estacionária (uma variável I (0)).

Quando as variáveis de uma regressão não são estacionárias os resultados são espúrios. Assim a seguinte regressão:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad \text{Eq. 01}$$

não fornece estimativas satisfatórias de  $\beta_1$  e  $\beta_2$

A primeira diferença resolve o problema de regressão espúria, assim:

$$\Delta Y_t = a_1 + a_2 \Delta X_t + u_t$$

fornece estimativas corretas dos coeficientes e o problema de regressão espúria está resolvido. Por outro lado, este formato só fornece informação de curto prazo. No longo prazo a relação entre as variáveis está definida de seguinte forma:

$$Y_t^* = \beta_1 + \beta_2 X_t$$

Como o foco em economia é nas relações de longo prazo o conceito de cointegração e o Modelo de Correção de Erros são muito úteis para resolver o problema.

Quando duas variáveis,  $Y_t$  e  $X_t$ , são integradas de ordem um ( $I(1)$ ) e existe uma combinação linear das variáveis que é estacionária, ( $I(0)$ ), estas variáveis são cointegradas. Neste caso, a regressão a partir da Eq. 01 não é mais espúria e permite extrair a seguinte combinação linear, que expressa a relação de longo prazo entre as variáveis:

Eq. 02

Se  $Y_t$  e  $X_t$  são cointegradas, então, por definição,  $\sim I(0)$  e pode-se expressar a relação entre as duas variáveis com a especificação do modelo corretor de erros da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = a_1 + b_1 \Delta X_t - \pi + Y_t \quad \text{Eq. 03}$$

com a vantagem que inclui informações de curto e de longo prazos. Neste modelo  $b_1$  é o coeficiente que mede o impacto imediato que uma variação de  $X_t$  tem na mudança de  $Y_t$ . Ao mesmo tempo,  $\pi$  mostra quanto do desequilíbrio é corrigido. Dado que  $Y_t^*$ , é a resposta de longo prazo.

A Eq. 03 enfatiza a abordagem básica da cointegração e dos modelos de correção de erros. Agora, todas as variáveis são estacionárias,  $\Delta X$  e  $\Delta Y$  são estacionárias porque se assume que são variáveis  $I(1)$ , e o resíduo da regressão, nos níveis da Eq. 02, é estacionário pela cointegração. Assim, a Eq. 03 está totalmente em conformidade com as suposições do modelo de regressão linear clássico e MQO deve ser aplicado.

O Modelo de Correção de Erros tem várias vantagens. Em primeiro lugar, mede a correção do desequilíbrio do período prévio, que é uma implicação econômica interessante. Em segundo lugar, resolve o problema de regressões

espúrias. A terceira vantagem, muito importante, do MCE é a facilidade com que ele pode se encaixar na abordagem “do geral ao específico” para a modelagem econométrica, que de fato é a busca do modelo mais parcimonioso, que melhor se adeque aos dados.

É possível que o ponto mais importante seja o fato de que o resíduo é uma variável estacionária e, por este motivo, o MCE tem implicações importantes: o fato de que as variáveis são cointegradas implica que existe um processo de ajuste, ou correção, que previne os erros na relação de longo prazo de crescer infinitamente (DIMITRIOS ASTERIOU, 2006).

## 2.1 DADOS

Os dados agregados deste estudo se estendem pelo período de março 2004 até fevereiro de 2016, para as seis regiões metropolitanas incluídas na Pesquisa Mensal de Emprego – PME – do IBGE. Durante esse período conviveram a PME e o Programa Bolsa Família, já que a PME foi desativada pelo IBGE a partir de março de 2016. As regiões metropolitanas incluídas na pesquisa são: Recife (PE), Salvador (BA), Belo Horizonte (MG), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP) e Porto Alegre (RS). A *Tabela 7* mostra a quantidade de municípios existentes em cada região metropolitana e a população de cada uma. As seis regiões metropolitanas que compõem a PME abrangem um total de cinquenta milhões de habitantes em 143 municípios.

*Tabela 7 - Resumo das características das cidades que compõem o PME – IBGE 2007*

Região Metropolitana	Quantidade de Municípios	População
Belo Horizonte (MG)	31	5.767.414
Porto Alegre (RS)	30	4.161.237
Recife (PE)	13	3.887.261
Rio de Janeiro (RJ)	20	11.973.505
Salvador (BA)	10	3.919.864
São Paulo (SP)	39	20.935.204
<b>Total</b>	<b>143</b>	<b>50.644.485</b>

*Fonte: Séries Relatórios Metodológicos - PME - IBGE - 2007*

O modelo analisa a relação entre o mercado laboral informal e o número de pessoas desempregadas, a produção industrial e os benefícios do PBF. Os dados a respeito dos trabalhadores sem carteira assinada, trabalhadores por conta própria e

trabalhadores sem emprego são extraídos da PME – IBGE. O número de trabalhadores empregados por conta própria e o de trabalhadores empregados sem carteira assinada, somadas, constituem o mercado laboral informal. O valor médio de benefício do PBF é calculado a partir de dados fornecidos pelo Ministério de Desenvolvimento Social e Combate à Fome, e deflacionado a valores de fevereiro de 2016 pelo IPCA, extraído do IBGE. O índice de produção industrial foi obtido na página Banco de Dados Séries Estatísticas e Séries Históricas do IBGE (em índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal da produção industrial - Atividades Industriais - Brasil e Estados selecionados). Todas as variáveis foram dessazonalizadas, utilizando-se de *dummies* mensais.

A *Tabela 8* descreve as variáveis utilizadas e suas fontes. Na *Tabela 9* podem ser conferidas as estatísticas descritivas.

*Tabela 8 - Descrição e Fonte das variáveis*

Descrição	Variável	Fonte
Mercado Laboral Informal: soma do número de pessoas ocupadas sem carteira assinada e o número de pessoas por conta própria.	MLI	Pesquisa Mensal de Emprego - IBGE
Benefício médio por beneficiário do Programa Bolsa Família.	BFD	Min. de Desenvolvimento Social e Combate à Fome
Índice de Produção Industrial	PIN	IBGE
Número de pessoas desempregadas	DES	Pesquisa Mensal de Emprego - IBGE

Elaboração própria

*Tabela 9 - Estatísticas Descritivas*

Variável	Mínimo	Máximo	Max/Min	Média	D.Padrão	% Var.
MLI	7.348,0	8.549,0	1,16	8.058,5	310,1	-9,0%
BFD	101,5	172,7	1,70	133,1	21,6	4,1%
PIN	74,0	112,60	1,52	95,7	8,9	-1,3%
DES	1.073,4	2.871,0	2,67	1.799,2	420,7	-19,2%

146 Observações - Elaboração própria

Nas figuras se observam os gráficos das quatro séries históricas das variáveis do modelo. Além de mostrar as tendências, as figuras, com exceção da série desemprego, foram configuradas procurando refletir a variabilidade inerente das séries. Por exemplo, a série do mercado laboral informal é relativamente estável, o valor máximo é 1,16 vezes maior do que o mínimo, quando comparado à série

desemprego, que o máximo é 2,67 vezes maior do que o mínimo. Para que seja mais facilmente observável, quando possível, o valor máximo é o dobro do mínimo. Assim, as séries que se aproximam dos valores máximos e mínimos tiveram um comportamento mais amplo entre valores extremos.

Na primeira figura se observa que o número de pessoas ocupadas, no mercado informal, permaneceu mais estável quando comparada com as outras séries. A informalidade diminuiu 9% no período, quando se compara a variação ponta a ponta. A série também mostra certa volatilidade entre 2004 e 2010. A partir de este ponto, a série fica mais estável e com tendência à baixa.

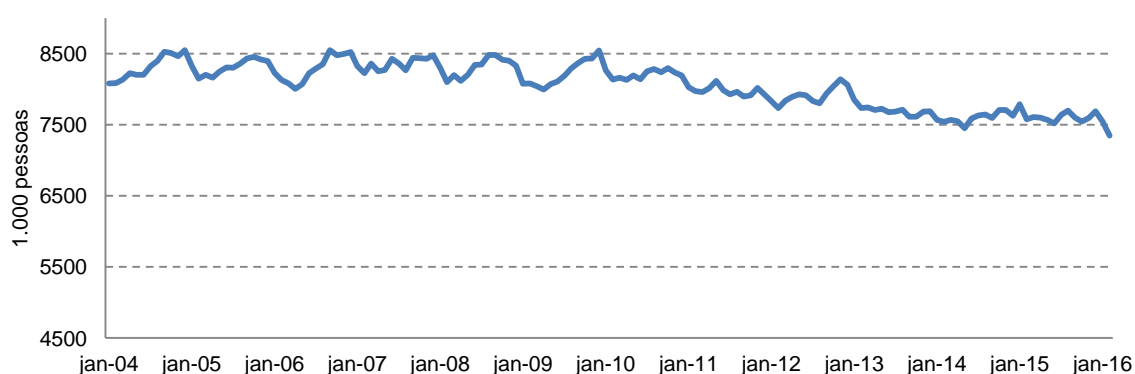


Figura 1 - Pessoas Ocupadas no Mercado Informal de 2004 á 2016

Fonte: PME-IBGE.

O benefício por família, ou benefício por beneficiário, da *Figura 2*, mostra uma diminuição nos primeiros anos, até o começo de 2006 e, daí em diante, um constante aumento até setembro de 2014, quando reverte para uma tendência decrescente. Em ambos os casos a diminuição foi consequência de aumentos no número de beneficiários e não na diminuição de repasses.

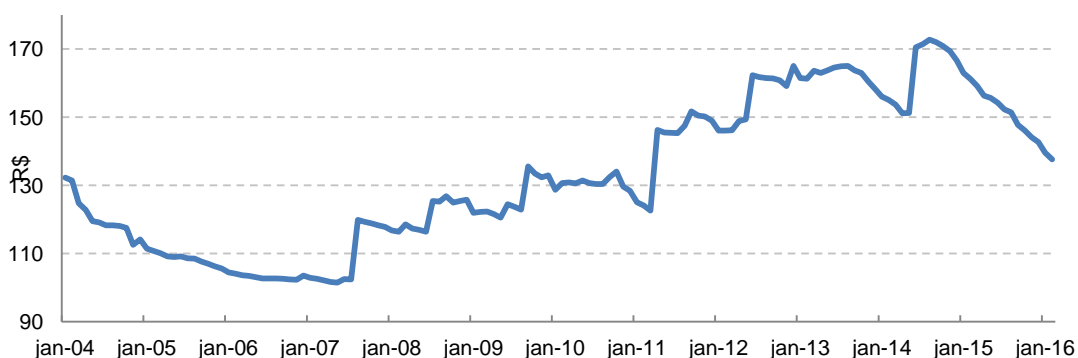
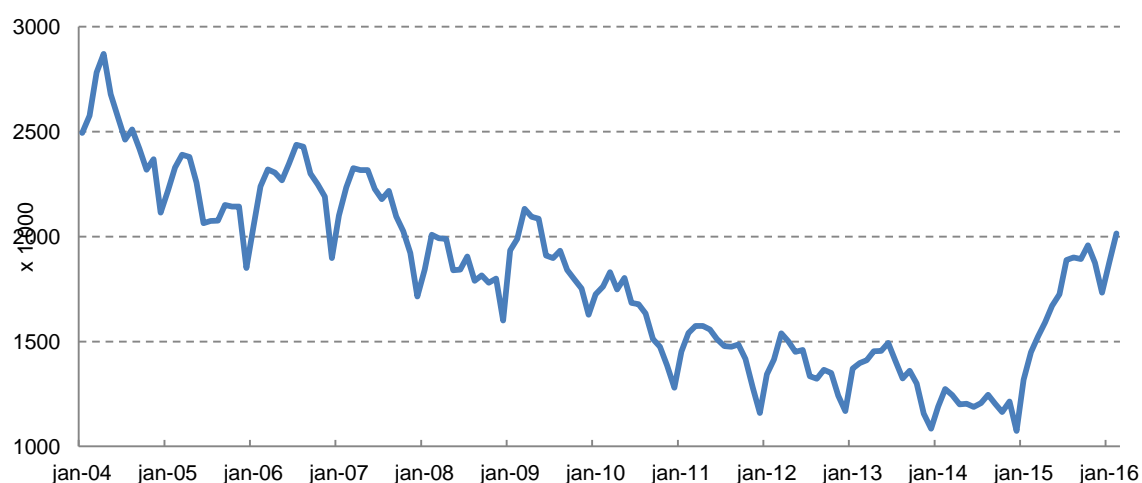


Figura 2 - Benefício por Família Beneficiária 2004 a 2016

Fonte: Min. de Desenvolvimento Social e Combate à Fome.

O número de pessoas desempregadas mostra uma clara tendência decrescente na *Figura 3*. Como salientado, anteriormente, esta figura mostra, também, uma grande diferença entre os valores mínimo e máximo, sendo, o primeiro, 2,67 vezes maior que o segundo. A partir de 2014 a tendência é fortemente revertida, até o final da série, refletindo os efeitos da crise nacional iniciada naquele ano. Outro detalhe que se deve destacar é a sazonalidade presente na série. Assim, pode-se observar diminuições dos índices cada final de ano.



*Figura 3 - Número de pessoas desempregadas*

Fonte: PME-IBGE

A última variável que compõe o trabalho é um indicador de atividade. Esta série objetiva refletir uma atividade que interaja, especificamente, com potenciais trabalhadores elegíveis ao programa de forma mais próxima. Para tal fim foi escolhido o índice de Produção Industrial, que capta melhor que o PIB total a faixa socioeconômica, objeto do PBF. O Índice de Produção Industrial é obtido do IBGE em nível nacional. Na *Figura 4* se observa que a série sofre fortes variações sazonais ao fim de cada ano. Destaca-se, também, a forte queda, no final de 2008 e início de 2009. O crescimento, a partir de 2004, é interrompido em 2008 pela crise internacional. A partir desse período, o índice se mostra estável até 2014, quando começa a decrescer, em razão da crise nacional.

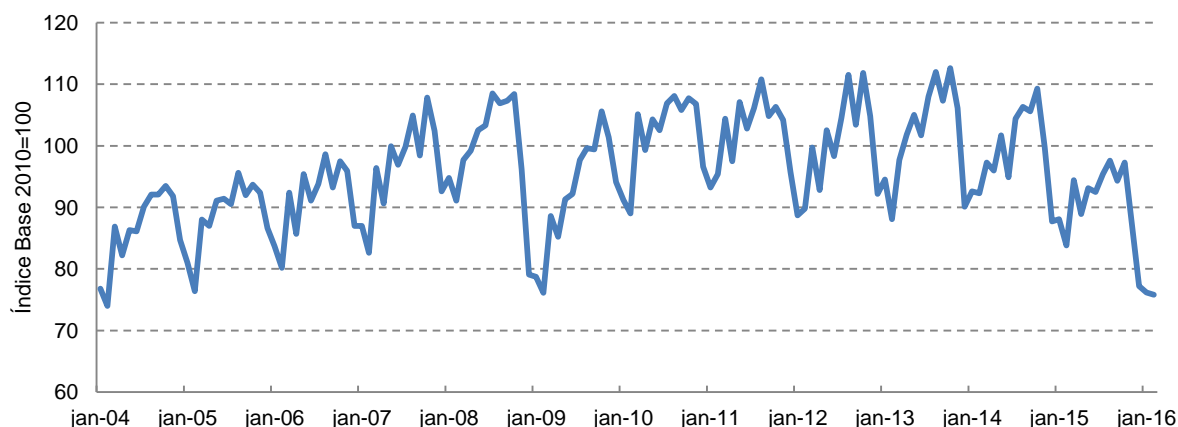


Figura 4 - Índice de Produção Industrial – Brasil - 2004 a 2016

Fonte: IBGE ([http://seriesestatisticas.ibge.gov.br/lista\\_tema.aspx?op=1&no=1&nome=brasil](http://seriesestatisticas.ibge.gov.br/lista_tema.aspx?op=1&no=1&nome=brasil))

Um detalhe interessante é observado quando se compara as figuras. Por exemplo, tomando-se a figura de mercado laboral informal e desemprego. É razoável verificar que se observa uma importante diminuição do desemprego e as pessoas ocupadas na informalidade deveriam acompanhar, aproximadamente, a mesma tendência. Mas não é isso que acontece no comportamento que se reflete nas figuras. Por um lado, o desemprego, efetivamente, mostra uma diminuição importante entre o começo da série em 2004 até final de 2014. No mesmo período, o mercado laboral informal permanece relativamente estável.

Da mesma forma, e a partir das figuras 1 e 2, se o PBF estimula a informalidade, na medida em que aumenta o benefício médio, deveria também aumentar a informalidade dos beneficiários. O fato de haver aumentos dos benefícios médios, a simples vista nas figuras, não demonstra ter um efeito significativo no mercado laboral informal, deixando enfraquecida a ideia do efeito informalidade do PBF. Este trabalho mostra exatamente esta ideia, ainda que o PBF estivesse estimulando a informalidade dos beneficiários, o mercado laboral informal é tão importante que existem muitas outras variáveis nele atuando.

Até este ponto foram detalhados os Programas de Renda Condicionada, a situação no Brasil e em outros países. Foi feita uma rápida introdução à metodologia e dos dados utilizados no estudo. Na próxima seção serão mostrados os resultados e, posteriormente, as devidas conclusões.



## 2.2 RESULTADOS

Inicialmente, os dados são dessazonalizados e é verificada a existência de quebra estrutural das séries utilizando o teste de Chow. A maioria das séries econômicas são não estacionárias, o que pode levar à inconsistência das estimativas de mínimos quadrados, tornando a inferência não confiável. Na sequência são realizados os testes de raiz unitária com quebra estrutural, estimação do VAR, teste de casualidade de Granger e a análise impulso-resposta.

Na primeira parte da análise dos resultados, e como há a presença de quebra estrutural nas séries, foi realizado o teste proposto de Dickey-Fuller, que considera a possibilidade de quebra estrutural para dois modelos: a) modelo de *outlier* aditivo (OA), que captura mudanças abruptas nas séries; b) modelo de *outlier* inovacional (OI), que identifica mudanças graduais na média das séries.

A *Tabela 10* apresenta os resultados dos testes de ADF com quebra estrutural. No modelo de *outlier* aditivo a série Desemprego (DES) é estacionária e as outras três séries são  $I(1)$ . Para o modelo *outlier* inovacional, a única série estacionária é Mercado Laboral Informal (MLI), assim as outras três são  $I(1)$ .

*Tabela 10 - Test ADF de Raiz Unitária com quebra estrutural*

Série	ADF (AO)			ADF (OI)		
	Estatística variável em nível	Ordem de Integração	Ponto de quebra	Estatística variável em nível	Ordem de Integração	Ponto de quebra
MLI	-4,767 (0,065)	I (1)	2006.2	-4.995 (0,034)	I (0)	2006.05
BFD	-3,993 (0,376)	I (1)	2015.03	-4,009 (0,366)	I (1)	2015.03
DES	-5.325 (0,011)	I (0)	2014.4	-4,466 (0,143)	I (1)	2015.04
PIN	-4,221 (0,247)	I (1)	2013.12	-3,211 (0,841)	I (1)	2014.10

Como há séries que não são estacionárias, o próximo passo é verificar se as séries são cointegradas, ao estimar um VAR. Inicialmente é avaliado o número ideal de defasagens do VAR, por meio dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn. Conforme *Tabela 11* uma defasagem é apropriada para as variáveis do modelo.

Tabela 11- Resultados do teste de numero de defasagens do MCE

Lag	AIC	SC	HQ
0	40.26353	40.35003	40.29868
<b>1</b>	<b>32.73924*</b>	<b>33.17176*</b>	<b>32.91500*</b>
2	32.81839	33.59692	33.13476
3	32.90984	34.03438	33.36682
4	32.92006	34.39061	33.51764
5	33.03020	34.84675	33.76839

Quando as séries são integradas de ordem um, pode existir equilíbrio de longo prazo entre elas, ou, em outras palavras, podem ser cointegradas. Assim, depois de definir o número ideal de defasagens, realiza-se o Teste de Cointegração de Johansen. Este teste verifica o número de vetores cointegrantes que podem ser considerados, estatisticamente, significativos no modelo proposto. O resultado do Teste de Cointegração de Johansen, conforme a *Tabela 12*, indica que as séries têm, no máximo, dois vetores de cointegração a um nível de significância de 5%, indicando a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries.

Tabela 12 - Resultado do Teste de Cointegração de Johansen

Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05Critical Value	Prob.**
None *	0.151113	60.45524	54.07904	0.0121
<b>At most 1 *</b>	<b>0.127168</b>	<b>36.86379</b>	<b>35.19275</b>	<b>0.0327</b>
At most 2	0.082333	17.27803	20.26184	0.1225
At most 3	0.033492	4.905442	9.164546	0.2939

Elaboração própria em base a output de Eviews 9

Pode-se, então, aduzir que os testes e critérios de seleção definiram que as quatro séries, dessazonalizadas, têm quebra estrutural; algumas séries não são estacionárias e deve-se aplicar uma defasagem na regressão. O teste de cointegração de Johansen indica que as séries são cointegradas e que devem ser estimadas com duas equações cointegradas, e a segunda especificação algébrica, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração e sem intercepto no VAR. Como as variáveis são cointegradas, pode-se aplicar o VECM (Modelo Vector de Correção de Erros) para estimar a regressão.

De um ponto de vista geral, a regressão explica 1,7% ( $R^2$  Adj.: 0,017) da variação do mercado laboral informal. Pelo teste do F-estatístico o modelo não é

significativo estatisticamente ( $F_k=1,480 < 2,02=F_c$ ). Do *output* do EViews 9, *Tabela 13*, extrai-se o modelo completo, para analisar os componentes específicos.

*Tabela 13 - Modelo Corretor de Erros*

	$\Delta MLI_{t-1}$	$\Delta PIN_{t-1}$	$\Delta BFD_{t-1}$	$\Delta DES_{t-1}$	VC1	VC2
$\Delta MLI_t$	<b>-0,133</b> [-1,572]	<b>0,857</b> [0,355]	<b>1,278</b> [0,714]	<b>0,099</b> [1,035]	<b>-0,034</b> [-1,174]	<b>2,106</b> [1,060]
$\Delta PIN_t$	0,001 [0,246]	-0,207 [-2,440]	0,086 [1,371]	-0,006 [-1,839]	0,003 [2,880]	-0,212 [-3,047]
$\Delta BFD_t$	-0,004 [-1,065]	-0,038 [-0,349]	-0,078 [-0,975]	0,003 [0,580]	0,001 [0,524]	0,019 [0,216]
$\Delta DES_t$	-0,006 [-0,077]	-0,723 [-0,333]	-3,003 [-0,333]	0,000 [0,002]	0,068 [2,588]	-4,513 [-2,525]

A partir do modelo Corretor de Erros podem-se extrair os dois vetores de cointegração, ou de equilíbrio de longo prazo, VC1 e VC2, com os “t estatísticos” em parênteses, na *Tabela 14*:

*Tabela 14 - Vectores de Cointegração*

		$MLI_{t-1}$	$PIN_{t-1}$	$BFD_{t-1}$	$DES_{t-1}$	C
VC1	$\Rightarrow$	1,000	0,000	<b>-99,786</b> <b>[-3,969]*</b>	-6,538 [-4,973]*	22,564 [0,081]
VC2	$\Rightarrow$	0,000	1,000	-1,490 [-4,003]*	-0,077 [-3,880]*	0,565 [0,137]

\*Coeficientes significativos ao 1% ( $t_c = 2,326$ )

A equação de equilíbrio de longo prazo, que interessa neste estudo, é VC1. Pela definição de cointegração, a equação representa uma relação de equilíbrio no longo prazo. Assim, pode-se isolar a variável representativa do mercado laboral informal:

$$MLI_{t-1} = 99,79 BFD_{t-1} + 6,54 DES_{t-1} - 22,56$$

A equação indica que, no longo prazo, o Programa Bolsa Família tem uma relação positiva e significativa estatisticamente, com o mercado laboral informal (MLI), implicando que, ao aumentar o valor médio do benefício, aumenta o número de pessoas no mercado laboral informal. A cada um Real de aumento do benefício

médio, com pessoas se incorporariam ao mercado laboral informal, mantendo constante o desemprego (*DES*). Deve-se destacar, também, que, no longo prazo, o desemprego também tem uma relação positiva e estatisticamente significativa com o mercado laboral informal, o que implica que aumentos no número de desempregados resultam em maior quantidade de pessoas no mercado informal, o que está alinhado com a teoria econômica. As estatísticas em parênteses, na *Tabela 14*, indicam que todos os coeficientes estimados pelo modelo são estatisticamente significativos.

Outra informação importante consiste na relação de curto prazo entre as variáveis a partir da primeira equação da *Tabela 12*:

$$\Delta MLI_t = -0,133 \Delta MLI_{t-1} + 0,857 \Delta PIN_{t-1} + 1,278 \Delta BFD_{t-1} + 0,099 \Delta DES_{t-1} - 0,034 VC1 + 2,106 VC2$$

Observa-se, na equação de equilíbrio de curto prazo, e de acordo ao coeficiente de VC1, que 3% do desequilíbrio do período anterior se ajusta no período atual. Por exemplo, quando o mercado laboral informal excede seus níveis de equilíbrio de longo prazo, se tem a seguinte relação:

$$MLI_{t-1} > 99,79 BFD_{t-1} + 6,54 DES_{t-1} - 22,56 \Rightarrow VC1 > 0$$

Assim, em níveis superiores aos de equilíbrio, no mercado laboral, é fornecido um valor positivo da equação de cointegração e se reflete como uma diminuição na relação de curto prazo pelo coeficiente negativo de -0,03. Isso leva a relação de curto prazo ao equilíbrio novamente.

Uma forma de analisar a possibilidade de causalidade entre variáveis é realizar o teste de Causalidade de Granger. A causalidade de Granger baseia-se na ideia de que se *X* causa *Y*, o conhecimento de valores passados de *X* permitem melhores previsões de *Y*. Assim, o termo causalidade, no sentido estatístico, não significa que uma variável é resultante do efeito da outra, mas que uma variável precede a outra. Trata-se, pois, de um teste de precedência temporal e não de causalidade no sentido de uma relação de causa e efeito. A *Tabela 15* mostra os resultados do teste.

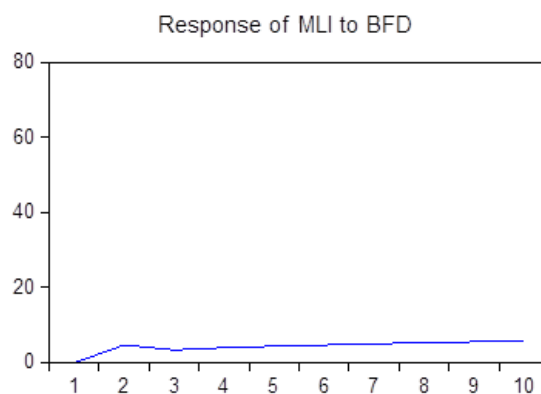
Tabela 15 - Teste Causalidade de Granger

Causalidade		Interpretação
BFD → MLI [0,003]	BFD influencia o MLI	BFD tem causalidade de Granger com o MLI
MLI → BFD [0,845]	MLI <b>não</b> influencia o BFD	
DES → MLI [0,009]	DES influencia o MLI	DES tem causalidade de Granger com o MLI
MLI → DES [0,228]	MLI <b>não</b> influencia o DES	
DES → BFD [0,000]	DES influencia o BFD	DES tem causalidade de Granger com o BFD
BFD → DES [0,855]	BFD <b>não</b> influencia o DES	

Pelos dados na tabela, tanto o Programa Bolsa Família quanto o Desemprego são causas Granger do Mercado Laboral Informal. Outra relação interessante na tabela é que DES (desemprego) tem causalidade de Granger com BFD (Benefício Bolsa Família).

Em trabalhos de econometria aplicada, muitas vezes é interessante conhecer a resposta de uma variável a um impulso em outra variável, em um sistema que envolve várias outras variáveis. É importante investigar a relação de impulso e resposta entre duas variáveis em um sistema de equações. A seguir, analisa-se esse tipo de causalidade ao traçar o efeito de um choque ou inovação exógena em uma das variáveis em outra variável do sistema. Esta metodologia de análise se chama Função Impulso Resposta. Na figura 5, foi estimado um choque dos benefícios médios do PBF para o mercado informal laboral.

## Response to Cholesky One S.D. Innovations



*Figura 5 - Impulso/ Resposta*

Na figura, observa-se que um choque nos benefícios do Bolsa Família tem uma resposta fraca, mas positiva no mercado laboral informal e, muito importante, se mantém no tempo.

### 3. CONCLUSÕES

Até a década de 1990, a proteção social, na América Latina e no Caribe, era majoritariamente organizada em torno do seguro social relacionado ao trabalho formal e incluía a cobertura de saúde e as pensões. Estes esquemas reduziram a vulnerabilidade dos trabalhadores formais aos eventos do ciclo de vida. No entanto, dada a alta prevalência de emprego por conta própria e a informalidade, eles não chegaram a uma grande parte da população.

A necessidade de programas complementares de assistência social tornou-se evidente quando os países da América Latina e Caribe foram atingidos por uma crise estrutural que aumentou, ainda mais, as taxas de desemprego e informalidade. No final dos anos 90, o Brasil introduziu Programas de Transferência de Renda Condicionada (PTRC) que diferiam da assistência social anterior que pretendiam quebrar a transmissão intergeracional da pobreza, condicionando os pagamentos ao cumprimento de corresponsabilidades destinadas a desenvolver o capital humano das crianças.

No Brasil, o Programa Bolsa Família foi criado em 2003. No início, ele beneficiou 327 mil famílias, em janeiro de 2004 e, em fevereiro de 2016, alcançou quase quatorze milhões de famílias, totalizando 2,2 bilhões de Reais em benefícios.

Há uma razoável literatura em relação aos impactos do programa. Mas, uma das críticas mais ouvidas, na mídia, a respeito do PBF é relativa ao “efeito-preguiça”. Segundo esta crítica, as transferências criariam desincentivos ao trabalho. A maior parte dos estudos encontra efeitos demasiadamente pequenos para serem considerados relevantes.

Adicionalmente, outro ponto de vista do mercado laboral se refere à possibilidade de o trabalhador preferir receber sua remuneração no mercado informal. Para, aproximadamente, 88% dos beneficiários é importante a visibilidade das suas remunerações, já que a partir de certo nível de renda deixa de ter direito aos benefícios. Assim, pode ser preferível receber os rendimentos de uma fonte informal. Desta forma, existe a possibilidade que o programa esteja estimulando os trabalhadores, que se qualificam para participar do programa e aqueles que já participam, a trabalharem no mercado informal, para ficarem fora do controle do gestor do programa e receber ou continuar recebendo os benefícios.

Estudos empíricos encontraram, em dois dos três estudos, evidências de que o PBF estimula que as principais fontes de renda das famílias sejam empregos escolhidos dentro do mercado laboral informal. Assim, ficam invisíveis aos gestores do programa e continuam recebendo o benefício ainda que, na prática, não se enquadrem nas especificações para recebe-los.

Este estudo inova, ao analisar dados agregados em séries de tempo mensais de janeiro de 2004 a fevereiro de 2016, diferentemente dos trabalhos anteriores, que comparam dados de dois períodos consecutivos. Além disso, é a primeira vez que se recorre ao modelo de estimação, o VECM, que permite estudar a relação de longo prazo entre o Programa Bolsa Família e o mercado laboral informal.

Assim, o modelo explora a relação entre o número de pessoas ocupadas no mercado informal e o benefício médio por beneficiário do Programa Bolsa Família, o número de pessoas desempregadas, e a produção industrial do Brasil. Depois de dessazonalizar e avaliar a quebra estrutural dos mesmos, examina-se a estacionariedade com o Teste de Dickey-Fuller Aumentado, com quebra estrutural, resultando em várias séries não estacionárias nos níveis. O Teste de Cointegração de Johansen confirma a cointegração dos dados e define a utilização de duas equações de cointegração, podendo aplicar o VECM para estimar a regressão.

Realizada a regressão, o modelo explica 1,4% da variação do mercado laboral informal. O F-estatístico do modelo não é significativo. A partir das equações de cointegração pode-se analisar a relação de longo prazo das variáveis. O efeito do PBF é positivo e estatisticamente significativo, implicando que existe uma relação positiva entre os benefícios do programa e o mercado laboral informal. O Programa Bolsa Família também é Granger causal do mercado informal, ao mesmo tempo que os choques nos benefícios se refletem de forma fraca, mas de forma positiva e levemente crescente no tempo no mercado laboral informal.

Portanto, este trabalho dá mais um passo na análise de efeitos do Programa Bolsa Família e o mercado laboral informal, utilizando o VECM, que permite estudar a relação de longo prazo das variáveis. É importante sinalizar que trabalhos anteriores provaram que os benefícios do PBF causam efeitos positivos no mercado laboral informal e este trabalho aponta que existe uma relação positiva e persistente no tempo.



O ponto que fica para questionar é a porcentagem de explicação da variável, já que o modelo só explica 1,7% da variável dependente. Aqui surge a discussão que aparece como de maior relevância, especificamente, o tamanho do mercado laboral informal. Considerando dados mencionados, anteriormente, o emprego do setor informal representava quase 57% da força de trabalho no Brasil, segundo dados PNAD 2008. Assim, ainda que o PBF possa estimular a migração ao mercado laboral informal, existem outras variáveis e fatos que também afetam esta relação.

O passo seguinte, para um futuro trabalho complementar, seria definir quais são os fatores que estão afetando tal escolha, desde a visão do ofertante de trabalho, como do lado demandante de trabalho. Assim, conhecendo o comportamento dos atores, podem-se corrigir distorções do mercado com o fim de incorporar mais trabalhadores ao mercado formal. Esta incorporação, por sua vez, forneceria maior bem-estar aos trabalhadores, via melhor cobertura de saúde e previdenciária, além de colaborar no financiamento do sistema previdenciário.

## BIBLIOGRAFIA

AHMAD, E.; BEST, M. Financing Social Policy in **The Presence of Informality** - Working Paper (2012). Londres: IGC (International Growth Center). Disponível em <<http://www.theigc.org/wp-content/uploads/2014/09/Ahmad-Best-2012-Working-Paper.pdf>> Acesso em: fevereiro de 2017.

BARBOSA, A. L. Bolsa Família, Escolha Ocupacional e Informalidade no Brasil. **Boletim Mercado de Trabalho** - Conjuntura e Análise. Nota Técnica 47, p. 29-35. Rio de Janeiro: IPEA, 2011.

BARBOSA, A. L.; CORSEUIL, C. H. **Bolsa Família, escolha ocupacional e informalidade no Brasil** (2014). Texto para discussão 1948. Rio de Janeiro: IPEA, 2014. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td\\_1948.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1948.pdf) > Acesso em: abril de 2017.

BID. **O fim da pobreza hereditária**. BID - Banco Interamericano de Desenvolvimento (2009). Disponível em <<http://www.iadb.org/pt/noticias/artigos/2009-09-02/o-fim-da-pobreza-hereditaria,5557.html>> Acesso em: maio 2017

BRAUW, A.; GILLIGAN, D. O.; HODDINOTT, J.; ROY, S. **The Impact of Bolsa Família on Child, Maternal, and Household Welfare**. [s.l.]: I. F. Institute, 2012.

CARDOSO, E.; SOUZA, A. The impact of cash transfers on child labor and school attendance in Brazil. **Nashville Working Paper**, n. 4-W07, 2004.

CHEIN, F.; ANDRADE, M. V.; RIBAS, R. P. **Políticas de transferência de renda e condição nutricional de crianças**: uma avaliação do Bolsa Família. Texto para Discussão, n. 312, 2007.

CORSEUIL, C. H.; REIS, M. C. Uma definição alternativa para ocupação informal. **Mercado de trabalho, conjuntura e análise**, 46, p. 29-35, 2011.

DIMITRIOS ASTERIOU, H. S. Cointegration and Error-Correction Models. In DIMITRIOS ASTERIOU, H. S. **Applied Econometrics, a modern approach**. Nova Iorque: Palgrave MacMillan, 2006.

DUARTE, G. B.; SILVEIRA NETO, R. Impacto do Programa Bolsa Família sobre a frequência escolar: o caso da agricultura familiar no Nordeste do Brasil. **Anais do Encontro Nacional de Economia**, p. 36, 2008.

FISZBEIN, A. E. **Conditional cash transfers: reducing present and future poverty**. Washington DC, Estados Unidos: The International Bank for Reconstruction and Development /The World Bank, 2006.

FOGUEL, M. N.; BARROS, R. P. The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time-series-cross-section sample of Brazilian municipalities. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 2, p. 259-293, abr/jun 2010.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. O impacto do Programa Bolsa Família no total de matrículas do ensino fundamental, taxas de abandono e aprovação. **Anais do Encontro Nacional de Economia**, p. 36, 2008.

HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução de desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica** v. 8, n. 1, p. 55-81, 2006.

IBGE. **Série Relatório Metodológica**. Pesquisa Mensal de Emprego. Rio de Janeiro: IBGE, 2007.

LEVY, S. **Good Intentions, Bad Outcomes**. Washington, DC: The Brookings Institution Press, 2008.

MENEZES FILHO, N.; MENDES, M.; ALMEIDA, S. O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção? **Revista Brasileira de Economia**, 58(2), 2004.

OLIVEIRA, L. F.; SOARES, S. S. O que se sabe sobre os efeitos das transferências de renda sobre a oferta de trabalho. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada** (2012). Disponível em <[http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=15785](http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=15785)> Acesso em: fevereiro de 2017.

PEDROZO, E. Uma avaliação ex-ante dos impactos do Bolsa Família na redução do trabalho infantil. **Anais do Encontro Nacional de Economia**, n. 35. ANPEC, 2007.

RIBAS, R. P.; SOARES, F. Is the effect of conditional transfers on labor supply negligible everywhere? 6th IZA/World Bank Conference: Employment and Development. México, Março, 2011. **Institute of Labour Economics**. Disponível em <[http://conference.iza.org/conference\\_files/worldb2011/ribas\\_r6802.pdf](http://conference.iza.org/conference_files/worldb2011/ribas_r6802.pdf)> Acesso em: fevereiro de 2017.

ROCHA, S.; CAVALCANTI, R. Como gerar oportunidades para os pobres. In VELLOSO, J. P. **Na crise global, as oportunidades do Brasil e a cultura da esperança**. Rio de Janeiro: José Olympio, 2009.

SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Econométrica**, n.48, p. 1-48, 1980.

SKOUFIAS, E. D. **Conditional Cash Transfers, Adult Work Incentives, and Poverty** - Impact evaluation serie, n. 5, Washington: Bank's Policy Research Working Paper Series, 2006.

SOARES, E. A. **Programas de transferência condicionada de renda no Brasil, Chile e México**: impactos sobre a desigualdade. Texto para discussão, n. 1293. Brasília: IPEA, 2007.

SOARES, F. V. **Programas de Transferência de Renda no Brasil: impactos sobre a desigualdade**. Texto para Discussão, n. 1228. Brasília: IPEA, 2006.

SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores na queda da desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, v. 8, n. 1, Texto para Discussão, n. 1293, p. 83-115, 2006.

\_\_\_\_\_. **O Programa Bolsa Família**: desenho institucional, impactos e possibilidades futuras. Texto para Discussão, n. 1424. Brasília: [s.e], 2009.

SOARES, S.; RIBAS, R. P.; SOARES, F. V. **Focalização e cobertura do Programa Bolsa Família**: qual o significado dos 11 milhões? Texto para Discussão, n. 1396, Rio de Janeiro, 2009.

SOARES, S.; SÁTYRO, N. **O Programa Bolsa Família**: desenho institucional e possibilidades futuras. Texto para Discussão, n. 1424. vol. 1. Brasília, DF: IPEA, 2009.

SOARES, S.; SOUZA, P. H.; OSÓRIO, R. G.; SILVEIRA, F. G. Os impactos do benefício do programa Bolsa Família sobre a desigualdade e a pobreza. In **IPEA, Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios**. vol. 2, p. 27-52. Brasília: IPEA, 2010.

STAMPIN, M.; TORNAROLLI, L. **The Growth of Conditional Cash Transfers in Latin America and the Caribbean**: Did They Go Too Far? IDB Policy Brief, 185. Washington, D.C., Estados Unidos: Inter-American Development Bank, 2012.

TAVARES, P. A. Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho. **XIII Seminário sobre Economia Mineira** – economia, história, demografia e políticas públicas. Diamantina, MG: [s.e.], 2008.

TEIXEIRA, C. G. Efeitos da Transferência de Renda na Oferta de Trabalho. **Boletim Mercado de Trabalho** - Conjuntura e Análise n. 46, p. 37-43, fev 2011. Disponível em  
<[http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=7899](http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=7899)  
> Acesso em: fevereiro de 2017.

## APÊNDICES

Escolha do modelo:

Para este trabalho se analisaram quatro modelos, já que existiam duas opções para duas variáveis. No primeiro caso se refere à definição de Mercado Laboral Informal. Dado que alguns trabalhos definem o mercado laboral informal como a soma do número de pessoas ocupadas com carteira assinada (ESC) e de empregados por conta própria (CP), outros também incluem pessoas ocupadas por empregadores com menos de cinco empregados (EM5). Ao avaliar a especificação do modelo, a primeira definição se chamou MLI (ESC+CP) e a segunda se chamou MLIA (ESC+CO+EM5), por mercado laboral informal “amplo”. Para ambas as definições se utilizaram dados da PME-IBGE.

O segundo caso foi definir qual “proxy” seria melhor indicador de atividade. Se avaliaram duas opções. A primeira foi a venda de imóveis novos residenciais e comerciais (VIN), fornecida pelo Banco de Dados da Câmara Brasileira da Construção Civil, com dados para cinco capitais: Porto Alegre (RS), Recife (PE), Rio de Janeiro (RJ) e São Paulo (SP). A segunda opção foi utilizar o Índice de Produção Industrial, em nível nacional, das “Séries Estatísticas” do IBGE. As tabelas a seguir mostram a estacionariedade com quebra estrutural de cada variável e um resumo das estimações dos quatro modelos.

Tabela de testes ADF de estacionariedade com quebra estrutural.

Série	ADF (OA)			ADF (OI)		
	Estatística var. em nível	Ordem de integração	Ponto de quebra	Estatística var. em nível	Ordem de integração	Ponto de quebra
MLI	-4.767 0.065	I(1)	2006.02	-4.995 (0.034)	I(0)	2006.05
VIN	-5.522 < 0.01	I(0)	2016.02	-3.986 (0.381)	I(1)	2007.04
BFD	-3.993 0.376	I(1)	2015.03	-4.009 (0.366)	I(1)	2015.03
DES	-5.325 0.011	I(0)	2014.04	-4.466 (0.143)	I(1)	2015.04
MLIA	-5.882 < 0.01	I(0)	2006.06	-4.614 (0.098)	I(1)	2006.04
PIN	-4.221 0.247	I(1)	2013.12	-3.211 (0.841)	I(1)	2014.10

Tabela: Estatísticos e critérios dos modelos

Estatísticos	Modelo 1	<b>Modelo 2</b>	Modelo 3	Modelo 4
	MLI - VIN MLI=VIN+BFD+DES	<b>MLI-PIN</b> <b>MLI=PIN+BFD+DES</b>	MLIA - PIN MLIA=PIN+BFD+DES	MLIA - VIN MLIA=VIN+BFD+DES
Quebra Estrutural <sup>1</sup>	2014,06	<b>2014,06</b>	2010,11	Sem QE
Defasagens	1	<b>1</b>	1	1
Quantidades Eqs de CI	2	<b>2</b>	2	2
Coefficiente BFD em CI	-33,20 [-3,47]*	<b>-99,79</b> <b>[-3,97]*</b>	-22,45 [-2,84]*	-24,68 [-2,92]*
	0,025	<b>0,017</b>	0,13	0,15
F-Estatístico	1,60	<b>1,48</b>	5,35*	6,14*
AIC	44,73	<b>32,94</b>	33,98	45,73
Schwarz criterion	45,52	<b>33,63</b>	34,68	45,73

<sup>1</sup>Teste de quebra estrutural do modelo completo de Bai-Perron

\* Significativos a 5%

Na presença de dúvidas, enquanto a especificação de um modelo, existem critérios formais que permitem comparar modelos e fornecer informação para a melhor escolha. Neste caso, foram utilizados os critérios de Akaike (AIC – Akaike Information Criterion) e o critério de Schwarz. Deve-se escolher o modelo que fornecer os menores valores de cada critério. Neste caso, o modelo escolhido foi o Modelo 2 já que forneceu os menores valores para os dois critérios (em negrito e itálico na tabela).

## Cidades que compõem as Regiões Metropolitanas do PME

Região Metropolitana	População	Quant. Mun.	Municípios
Belo Horizonte (MG)	5.767.414	31	Belo Horizonte, Betim, Brumadinho, Caeté, Capim Branco, Confins, Contagem, Esmeraldas, Florestal, Ibirité, Igarapé, Itaguara, Jaboticatubas, Juatuba, Lagoa Santa, Mário Campos, Mateus Leme, Matozinhos, Nova Lima, Nova União, Pedro Leopoldo Raposos, Ribeirão das Neves, Rio Acima, Rio Manso, Sabará, Santa Luzia, São Joaquim de Bicas, São José da Lapa, Sarzedo, Taquaraçu de Minas, Vespasiano.
Porto Alegre (RS)	4.161.237	30	Alvorada (18), Araricá (70), Arroio dos Ratos (61), Cachoeirinha (19), Campo Bom (60), Canoas (17), Charqueadas (59), Dois Irmãos (59), Eldorado do Sul (16), Estância Velha (51), Esteio (25), Glorinha (54), Gravataí (30), Guaíba (32), Ivoti (59), Montenegro (61), Nova Hartz (77), Nova Santa Rita (26), Novo Hamburgo (44), Parobé (79), Portão (47), Porto Alegre, Santo Antônio da Patrulha (83), São Jerônimo (70), São Leopoldo (35), Sapiranga (61), Sapucaia do Sul (31), Taquara (79), Triunfo (78), Viamão (16).
Recife (PE)	3.887.261	13	Abreu e Lima, Araçoiaba, Cabo de Santo Agostinho, Camaragibe, Igarassu, Ipojuca Itamaracá, Itapissuma, Jaboatão dos Guararapes, Moreno, Olinda, Paulista, Recife, São Lourenço da Mata.
Rio de Janeiro (RJ)	11.973.505	20	Belford Roxo, Duque de Caxias, Guapimirim, Itaboraí, Itaguaí, Japeri, Magé, Mangaratiba, Maricá, Mesquita, Nilópolis, Niterói, Nova Iguaçu, Paracambi, Queimados, Rio de Janeiro, São Gonçalo, São João de Meriti, Seropédica, Tanguá.
Salvador (BA)	3.919.864	10	Camaçari, Candeias, Dias D'ávila, Itaparica, Lauro de Freitas, Madre de Deus, Salvador, São Francisco do Conde, Simões Filho, Vera Cruz.
São Paulo (SP)	20.935.204	39	Arujá, Barueri, Biritiba-Mirim, Caieiras, Cajamar, Carapicuíba, Cotia, Diadema, Embu, Embu-Guaçu, Ferraz de Vasconcelos, Francisco Morato, Franco da Rocha, Guararema, Guarulhos, Itapeçerica da Serra, Itapevi, Itaquacetuba, Jandira, Juquitiba, Mairiporã, Mauá, Mogi das Cruzes, Osasco, Pirapora do Bom Jesus, Poá, Ribeirão Pires, Rio Grande da Serra, Salesópolis, Santa Isabel, Santana do Parnaíba, Santo André, São Bernardo do Campo, São Caetano do Sul, São Lourenço da Serra, São Paulo, Suzano, Taboão da Serra, Vargem Grande Paulista.
Totais:	50.644.485	143	

Fonte: Séries Relatórios Metodológicos - PME - IBGE - 2007  
 RMPA em parêntesis distancia em quilômetros até Porto Alegre.

## Outputs do EViews:

## Teste Estrutura de Defasagens

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: AMLI APIN\_D ABFD ADES  
 Exogenous variables: C  
 Date: 09/12/17 Time: 01:07  
 Sample: 2004M01 2016M02  
 Included observations: 134

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2693.656	NA	3.60e+12	40.26353	40.35003	40.29868
1	-2173.529	1001.438	1.94e+09*	<b>32.73924*</b>	<b>33.17176*</b>	<b>32.91500*</b>
2	-2162.832	19.95688	2.11e+09	32.81839	33.59692	33.13476
3	-2152.959	17.83023	2.31e+09	32.90984	34.03438	33.36682
4	-2137.644	26.74454	2.34e+09	32.92006	34.39061	33.51764
5	-2129.023	14.53972	2.63e+09	33.03020	34.84675	33.76839
6	-2120.770	13.42721	2.97e+09	33.14582	35.30839	34.02462
7	-2109.170	18.17955	3.20e+09	33.21149	35.72006	34.23089
8	-2086.910	33.55592*	2.96e+09	33.11805	35.97264	34.27807
9	-2080.383	9.449751	3.47e+09	33.25944	36.46004	34.56006
10	-2070.362	13.90962	3.88e+09	33.34868	36.89529	34.78991
11	-2054.284	21.35729	3.98e+09	33.34752	37.24014	34.92935
12	-2044.838	11.98348	4.54e+09	33.44534	37.68397	35.16778

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

## Teste de Cointegração de Johansen para definir Formato da Equação

Date: 09/12/17 Time: 15:48  
 Sample: 2004M01 2016M02  
 Included observations: 144  
 Series: AMLI APIN\_D ADES ABFD  
 Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	4	<b>2</b>	4	1	2
Max-Eig	0	<b>0</b>	0	0	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic



Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	<b>Intercept No Trend</b>	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-2358.914	-2358.914	-2358.273	-2358.273	-2355.534
1	-2347.118	-2347.118	-2346.479	-2345.029	-2342.668
2	-2337.379	-2337.325	-2336.725	-2334.855	-2332.504
3	-2331.781	-2331.139	-2331.137	-2327.328	-2325.050
4	-2329.330	-2328.686	-2328.686	-2324.841	-2324.841
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	32.98491	32.98491	33.03157	33.03157	33.04908
1	32.93219	32.94608	32.97888	32.97262	32.98151
2	32.90805*	32.93507	32.95451	32.95632	32.95144
3	32.94140	32.97415	32.98802	32.97678	32.95903
4	33.01847	33.06508	33.06508	33.06724	33.06724
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	33.31489*	<b>33.31489*</b>	33.44405	33.44405	33.54405
1	33.42716	33.46167	33.55634	33.57071	33.64146
2	33.56801	33.63627	33.69696	33.74002	33.77639
3	33.76635	33.86097	33.89546	33.94609	33.94897
4	34.00840	34.13751	34.13751	34.22216	34.22216

## Teste de Cointegração de Johansen

Date: 09/12/17 Time: 01:19  
 Sample (adjusted): 2004M03 2016M02  
 Included observations: 144 after adjustments  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: AMLI APIN\_D ADES ABFD  
 Lags interval (in first differences): 1 to 1  
 Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.151113	60.45524	54.07904	0.0121
<b>At most 1 *</b>	<b>0.127168</b>	<b>36.86379</b>	<b>35.19275</b>	<b>0.0327</b>
At most 2	0.082333	17.27803	20.26184	0.1225
At most 3	0.033492	4.905442	9.164546	0.2939

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.151113	23.59145	28.58808	0.1910
At most 1	0.127168	19.58576	22.29962	0.1147
At most 2	0.082333	12.37259	15.89210	0.1654
At most 3	0.033492	4.905442	9.164546	0.2939

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level  
 \* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by  
 $b'S11*b=I$ ):

AMLI	APIN_D	ADES	ABFD	C
0.001674	-0.066265	-0.005835	-0.068261	0.000310
0.004400	-0.313923	-0.004567	0.028767	-0.078162
0.006317	0.022820	0.000959	0.085247	0.301266
0.000473	-0.049441	-0.000369	-0.039899	0.022333

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

	AMLI	APIN_D	ADES	ABFD	C
D(AMLI)	-6.345489	-5.370585	-17.61685	6.077557	
D(APIN_D)	-0.042841	0.685606	0.098107	0.325350	
D(ADES)	6.220566	13.06246	-9.030163	-7.987098	
D(ABFD)	1.271626	-0.329255	-0.101624	0.131654	

1 Cointegrating Equation  
 (s): Log likelihood -2347.118

Normalized cointegrating coefficients (standard error in  
 parentheses)

AMLI	APIN_D	ADES	ABFD	C
------	--------	------	------	---

1.000000	-39.58992	-3.485853	-40.78252	0.184932
	(34.0102)	(0.83419)	(11.9382)	(120.550)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(AMLI)	-0.010621
	(0.01036)
D(APIN_D)	-7.17E-05
	(0.00038)
D(ADES)	0.010412
	(0.00948)
D(ABFD)	0.002128
	(0.00046)

2 Cointegrating	Log	
Equation(s) :	likelihood	-2337.325

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

AMLI	APIN_D	ADES	ABFD	C
1.000000	0.000000	-6.538337	-99.78587	22.56378
		(1.33696)	(25.0491)	(278.139)
0.000000	1.000000	-0.077103	-1.490363	0.565266
		(0.01980)	(0.37093)	(4.11872)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(AMLI)	-0.034253	2.106434
	(0.02906)	(1.98051)
D(APIN_D)	0.002945	-0.212388
	(0.00102)	(0.06946)
D(ADES)	0.067891	-4.512810
	(0.02614)	(1.78110)
D(ABFD)	0.000680	0.019096
	(0.00129)	(0.08806)

3 Cointegrating	Log	
Equation(s) :	likelihood	-2331.139

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

AMLI	APIN_D	ADES	ABFD	C
1.000000	0.000000	0.000000	11.55010	44.22453
			(1.98932)	(42.4154)
0.000000	1.000000	0.000000	-0.177447	0.820698
			(0.05474)	(1.16714)
0.000000	0.000000	1.000000	17.02818	3.312884
			(1.99374)	(42.5097)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(AMLI)	-0.145536	1.704414	0.044648
	(0.04719)	(1.92646)	(0.04475)
D(APIN_D)	0.003565	-0.210150	-0.002787
	(0.00170)	(0.06958)	(0.00162)
D(ADES)	0.010849	-4.718881	-0.104610
	(0.04332)	(1.76853)	(0.04108)
D(ABFD)	3.77E-05	0.016777	-0.006013
	(0.00216)	(0.08824)	(0.00205)

## Estimativas do Vector corretor de erros

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 09/12/17 Time: 16:15  
 Sample (adjusted): 2004M03 2016M02  
 Included observations: 144 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
AMLI(-1)	<b>1.000000</b>	0.000000
APIN_D(-1)	<b>0.000000</b>	1.000000
ABFD(-1)	<b>-99.78587</b> (25.1397) [-3.96926]	-1.490363 (0.37227) [-4.00343]
ADES(-1)	<b>-6.538337</b> (1.34180) [-4.87281]	-0.077103 (0.01987) [-3.88044]
C	<b>22.56378</b> (279.145) [ 0.08083]	0.565266 (4.13361) [ 0.13675]

Error Correction:	D(AMLI)	D(APIN_D)	D(ABFD)	D(ADES)
CointEq1	<b>-0.034253</b> (0.02917) [-1.17441]	0.002945 (0.00102) [ 2.87938]	0.000680 (0.00130) [ 0.52405]	0.067891 (0.02623) [ 2.58831]
CointEq2	<b>2.106434</b> (1.98767) [ 1.05975]	-0.212388 (0.06971) [-3.04689]	0.019096 (0.08838) [ 0.21608]	-4.512810 (1.78755) [-2.52458]
D(AMLI(-1))	<b>-0.133414</b> (0.08488) [-1.57181]	0.000732 (0.00298) [ 0.24597]	-0.004016 (0.00377) [-1.06419]	-0.005879 (0.07633) [-0.07702]
D(APIN_D(-1))	<b>0.858673</b> (2.41738) [ 0.35521]	-0.206813 (0.08478) [-2.43951]	-0.037500 (0.10748) [-0.34889]	-0.723234 (2.17400) [-0.33268]
D(ABFD(-1))	<b>1.277586</b> (1.78955) [ 0.71391]	0.086030 (0.06276) [ 1.37081]	-0.077616 (0.07957) [-0.97546]	-3.003187 (1.60938) [-1.86606]
D(ADES(-1))	<b>0.098977</b> (0.09568) [ 1.03451]	-0.006169 (0.00336) [-1.83861]	0.002465 (0.00425) [ 0.57946]	0.000159 (0.08604) [ 0.00184]

R-squared	0.050886	0.201427	0.156434	0.074191
<b>Adj. R-squared</b>	<b>0.016498</b>	0.172493	0.125870	0.040647
Sum sq. resids	762696.9	938.0208	1507.795	616847.6
S.E. equation	74.34238	2.607154	3.305458	66.85739
<b>F-statistic</b>	<b>1.479751</b>	6.961632	5.118233	2.211768
Log likelihood	-821.7129	-339.2522	-373.4256	-806.4318
Akaike AIC	11.49601	4.795169	5.269801	11.28377
Schwarz SC	11.61976	4.918911	5.393543	11.40752

Mean dependent	-5.104167	0.012500	0.043377	-3.897285
S.D. dependent	74.96332	2.866030	3.535440	68.25905

---

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.75E+09
Determinant resid covariance	1.47E+09
Log likelihood	-2337.325
<b>Akaike information criterion</b>	<b>32.93507</b>
<b>Schwarz criterion</b>	<b>33.63627</b>

---

F<sub>c</sub> para — para 8/∞=1,94 para 10/∞= 1,83, 8/120= 2,02 para 10/120= 1,191

## Teste de Causalidade de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 06/28/17 Time: 16:03

Sample: 2004M01 2016M02

Lags: 1

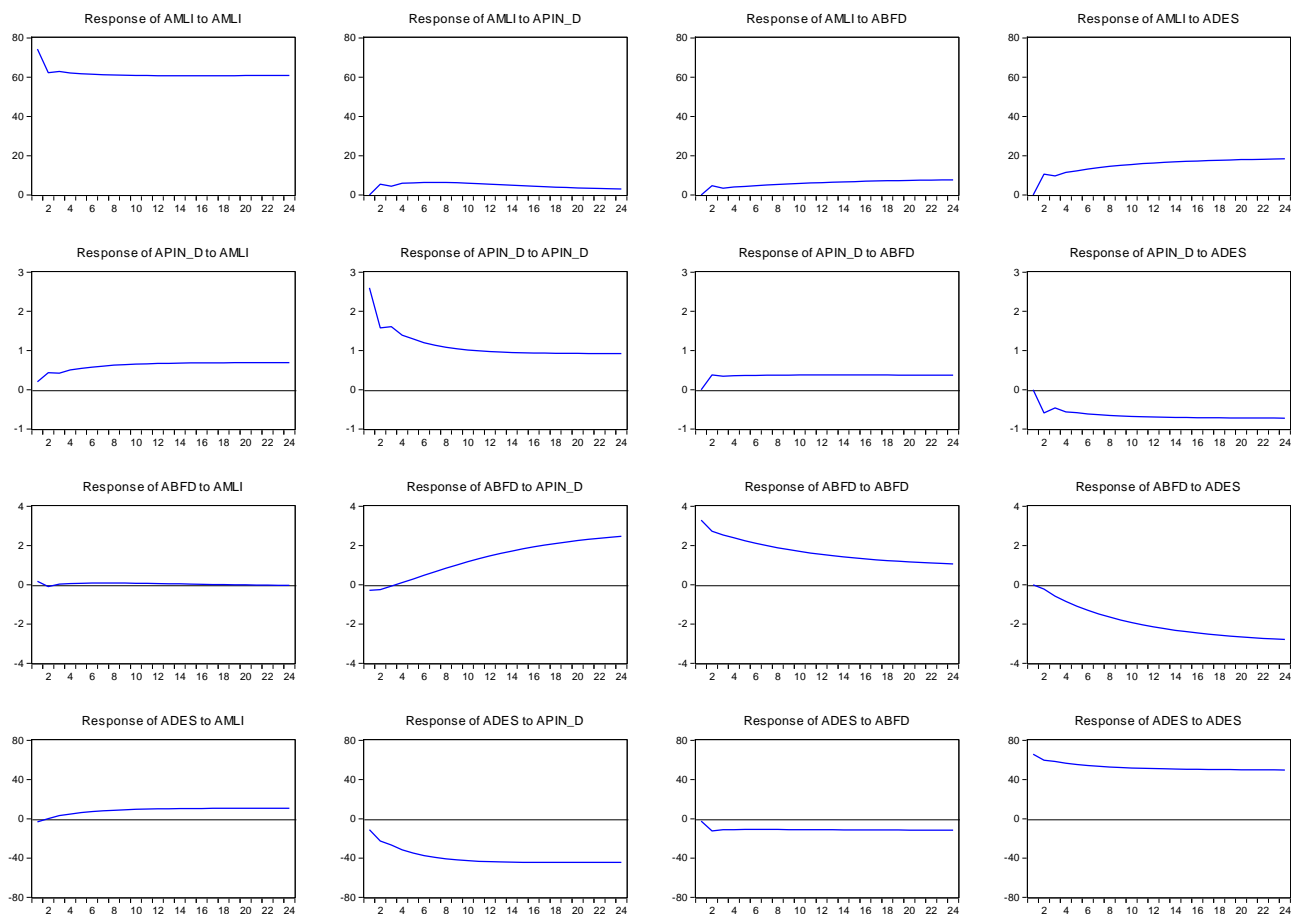
---

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
AVIN does not Granger Cause AMLI	145	1.29186	0.2576
AMLI does not Granger Cause AVIN		0.00155	0.9686
<b>ABFD does not Granger Cause AMLI</b>	<b>145</b>	<b>9.08496</b>	<b>0.0031</b>
AMLI does not Granger Cause ABFD		0.03853	0.8447
<b>ADES does not Granger Cause AMLI</b>	<b>145</b>	<b>7.12047</b>	<b>0.0085</b>
AMLI does not Granger Cause ADES		1.46766	0.2277
ABFD does not Granger Cause AVIN	145	1.04094	0.3093
AVIN does not Granger Cause ABFD		3.01810	0.0845
ADES does not Granger Cause AVIN	145	5.27925	0.0230
AVIN does not Granger Cause ADES		3.15276	0.0779
<b>ADES does not Granger Cause ABFD</b>	<b>145</b>	<b>21.1405</b>	<b>9.E-06</b>
ABFD does not Granger Cause ADES		0.03342	0.8552

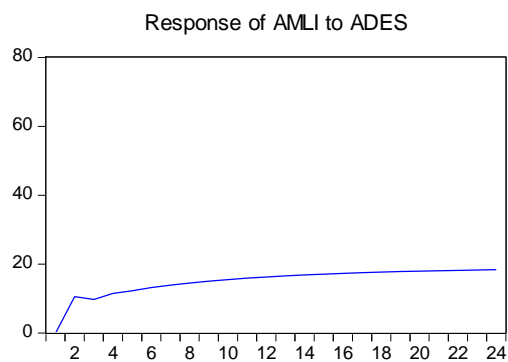
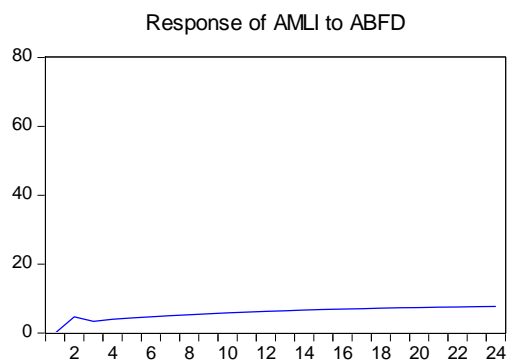
---

## Função Impulso Resposta

## Response to Cholesky One S.D. Innovations



## Response to Cholesky One S.D. Innovations Response to Cholesky One S.D. Innovations



## Response to Cholesky One S.D. Innovations

