

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

ARTHUR SIMÃO PEREIRA DA SILVA

CAPACIDADE DE GERAÇÃO DE EMPREGO E FLEXIBILIDADE DO MERCADO
DE TRABALHO NO BRASIL (2002-2008):

UMA ANÁLISE DE INSUMO-PRODUTO INTEGRADA COM INDICADORES
SETORIAIS DE FLEXIBILIDADE SALARIAL.

CURITIBA
2014

ARTHUR SIMÃO PEREIRA DA SILVA

CAPACIDADE DE GERAÇÃO DE EMPREGO E FLEXIBILIDADE DO MERCADO
DE TRABALHO NO BRASIL (2002-2008):

UMA ANÁLISE DE INSUMO-PRODUTO INTEGRADA COM INDICADORES
SETORIAIS DE FLEXIBILIDADE SALARIAL.

Dissertação apresentada como requisito parcial à
obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento
Econômico, no Curso de Pós-Graduação em
Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências
Sociais Aplicadas, da Universidade Federal do
Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Alexandre Alves Porsse.

CURITIBA
2014

TERMO DE APROVAÇÃO

ARTHUR SIMÃO PEREIRA DA SILVA

CAPACIDADE DE GERAÇÃO DE EMPREGO E FLEXIBILIDADE DO MERCADO
DE TRABALHO NO BRASIL (2002-2008):

UMA ANÁLISE DE INSUMO-PRODUTO INTEGRADA COM INDICADORES
SETORIAIS DE FLEXIBILIDADE SALARIAL.

Dissertação aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre no Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca examinadora:

Data de aprovação:

___/___/_____

Prof. Dr. Alexandre Alves Porsse.
Orientador – Departamento de Economia, UFPR

Prof. Dr. Fernando Salgueiro Perobelli.
Examinador – Departamento de Economia, UFJF

Prof. Dr. Luiz Alberto Estevez.
Examinador – Departamento de Economia, UFPR

RESUMO

Este estudo se propõe a usar duas análises estruturais distintas para o mercado de trabalho brasileiro na última década: o modelo insumo-produto de Leontief-Miyazawa e o modelo econométrico Curva de Salário. O primeiro permite decompor setorialmente o emprego total gerado da economia em direto-indireto e induzido por meio de Matrizes Insumo-Produto (MIP) de 2002 e 2008, para, em seguida, comparar as principais mudanças entre os dois períodos. Pretende-se ainda confrontar o emprego total estimado e o emprego efetivamente observado em 2008, extraíndo um “viés” setorial do modelo e, assim, verificar em uma meta-análise se existe alguma relação entre esse viés e uma das hipóteses que fragilizam o modelo, a rigidez dos salários. Para isso, é necessário obter estimativas estruturais do grau de flexibilidade salarial por setor de atividade por meio da Curva de Salário de Blanchflower e Oswald (1994a), com base nas PNADs de 2002 a 2009. Em geral, os resultados mostram que: 1) apesar das expressivas alterações no padrão de consumo e renda das famílias, não houve grandes mudanças estruturais na composição do tipo de emprego gerado; 2) o grau de flexibilidade salarial para o Brasil é menor do que em décadas anteriores; 3) apesar de algumas limitações metodológicas e na base de dados, a curva de salário se mostrou útil em proporcionar estimativas setoriais do grau de flexibilidade salarial; 4) esta variável demonstrou ter associação com o viés percentual de previsão do emprego no modelo insumo-produto, indicando ser relevante sua inclusão na análise.

Palavras chaves: Insumo-Produto, Geração de Emprego, Flexibilidade Salarial.

ABSTRACT

This study proposes to use two distinct structural analysis for the Brazilian labor market in the last decade: the Leontief-Miyazawa input-output model and the Wage Curve econometric model. The first one allows sectorally decompose the total employment generated in the economy in direct-indirect and induced by input-output matrices during the years of 2002 and 2008, and then compare the major changes between the two periods. It also aims to confront the total employment estimated and the employment actually observed in 2008, extracting a sector "bias" of the model, and then, verify through a meta-analysis if there is any relationship between this bias and one of the hypothesis that weakens the model, the wage rigidity. For this it is necessary to obtain structural estimates of the rate of wage flexibility by activity sector through the Wage Curve Blanchflower and Oswald (1994a), based on PNAD 2002 to 2009. In general, the results show that: 1) despite significant changes in household consumption and income pattern, there were no major structural changes in the composition of employment generated type, 2) the rate of wage flexibility in Brazil is lower than in previous decades, 3) despite some methodological limitations and in the database, the wage curve proved to be useful in providing sectorial estimates of the wage flexibility rate, 4) this variable have demonstrated association with the percentage bias in employment forecast input-output model, indicating that their inclusion is relevant in the analysis.

Keywords: Input-Output, Employment Generation, Wage Flexibility.

SUMÁRIO

| | |
|--|----|
| INTRODUÇÃO | 8 |
| 1 – REVISÃO DA LITERATURA | 12 |
| 1.1 ESTRUTURA PRODUTIVA E MULTIPLICADORES SETORIAIS | 13 |
| 1.1.1 Modelos Leontief-Miyazawa para o Brasil | 14 |
| 1.2 FLEXIBILIDADE SALARIAL: A CURVA DE SALÁRIO..... | 19 |
| 1.2.1 Evidências da Curva de Salário para o Brasil | 23 |
| 2 – METODOLOGIA | 25 |
| 2.1 MODELO LEONTIEF-MIYAZAWA | 25 |
| 2.1.1 Tratamento dos dados..... | 31 |
| 2.1.2 Compatibilização da Matriz Insumo-Produto | 32 |
| 2.1.3 Desagregação do Vetor de Consumo | 32 |
| 2.1.4 Desagregação do Vetor de Remunerações | 34 |
| 2.2 A CURVA DE SALÁRIO | 35 |
| 2.2.1 Viés de seleção | 38 |
| 2.2.2 Especificação: curva de salário ou curva de Phillips? | 39 |
| 2.2.3 Endogeneidade entre salário e desemprego | 40 |
| 2.2.4 Fonte e descrição dos dados | 43 |
| 2.2.5 Estimações agregadas | 44 |
| 2.2.6 Estimações setoriais..... | 45 |
| 2.3 META-ANÁLISE | 47 |
| 3 – DISCUSSÕES E RESULTADOS | 49 |
| 3.1 MUDANÇAS NA ESTRUTURA DE CONSUMO E DA RENDA..... | 49 |
| 3.2 RESULTADOS DO MODELO INSUMO-PRODUTO | 52 |
| 3.2.1 Variação no emprego direto e indireto gerado (2002-2008) | 52 |
| 3.2.2 Variação no emprego gerado devido o efeito-renda (2002-2008) | 55 |
| 3.2.3 Matriz dos Multiplicadores Interclasses da Renda | 57 |
| 3.2.4 Viés do modelo para o emprego projetado para 2008 | 59 |
| 3.3 RESULTADOS DAS CURVAS DE SALÁRIO | 61 |
| 3.3.1 Estimações agregadas | 61 |
| 3.3.2 Estimações setoriais..... | 65 |
| 3.4. META ANÁLISE | 68 |
| 4 – CONCLUSÕES | 70 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 74 |
| ANEXOS | 79 |

INTRODUÇÃO

Com base em estudos da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE, 2010), as camadas intermediárias da população global classificadas como classe média irão abranger cerca de 4,9 bilhões de pessoas em 2030, o que corresponde entre 65% e 80% do total. Uma parte considerável dessas pessoas viverá em países que hoje são emergentes. No Brasil, estima-se que 40 milhões de pessoas ascenderam de classe social na última década (OCDE, 2013).

Estudos recentes neste país têm demonstrado, por um lado, que os efeitos dos programas de transferência de renda para classes de baixa renda são importantes não apenas do ponto de vista distributivo direto, mas também porque geram rendimentos indiretamente para as demais classes. Santos et al. (2012), por exemplo, destacam um grande vazamento de renda, via salários, que se dá em direção à “classe C” da economia, como resultado do aumento do consumo pelas classes de renda mais baixas. Por outro lado, fatores inerentes ao mercado de trabalho também contribuiriam para a redução da desigualdade. Conforme Barros, Franco e Mendonça (2007), a redução nas imperfeições espaciais, setoriais e entre os segmentos formal e informal do mercado de trabalho teve um papel fundamental para explicar a queda da desigualdade da renda do trabalho e da renda per capita.

Estimativas apontam que o Brasil possui hoje mais de 100 milhões de pessoas estabelecidas em uma faixa de renda familiar denominada classe C ou classe média (NERI, 2012). Com as necessidades mais básicas atendidas e o maior acesso à informação, em conjunto com outros fatores como a elevação da renda e a expansão do crédito, a tendência natural é que essas pessoas demandem novos tipos de bens e serviços, o que deveria impulsionar o mercado interno gerando mais emprego e renda que, por sua vez, gera mais consumo via efeito multiplicador.

Mas diante desse contexto, dois fatores são fundamentais. O primeiro, é se existe estrutura de oferta capaz de atender essa demanda e, o segundo, é se existe emprego para toda a força de trabalho economicamente ativa manter o seu padrão

de consumo no futuro. Concentrando a atenção no segundo fator, a capacidade de geração de emprego da economia brasileira tem demonstrado um desempenho favorável refletido nas baixas taxas de desemprego, que atingiram nos meses de dezembro de 2012 e de 2013 níveis historicamente nunca vistos (4,6%) desde o ano de 2002, quando foi criada uma nova metodologia de cálculo pelo IBGE.

Em geral, toda política econômica tem entre seus objetivos garantir a geração de emprego em níveis mais próximos possíveis ao nível de pleno emprego. Um mercado de trabalho aquecido tende a elevar a renda das famílias, mas ao mesmo tempo, pode elevar o consumo acima da capacidade de oferta em alguns setores, gerando inflação. A parcela do aumento do consumo que recai sobre produtos que sofrem a concorrência externa deve gerar um vazamento de demanda para os importados, o que reflete um impacto menor sobre os preços domésticos.

Por sua vez, quase a totalidade do aumento do consumo que recai sobre o setor de serviços não pode ser deslocado para as importações. Em razão disso, o incremento de demanda e a geração de emprego tende a ser maior neste setor, o que contribuiria para atingir o objetivo da política de geração de emprego e renda, desde que a oferta de mão de obra ociosa fosse abundante, ou se existisse crescimento de produtividade. Entretanto, uma vez que o setor de serviços não tem ganhos expressivos de produtividade e que, no mercado de trabalho, não existe excedente de mão de obra disponível, supondo que preços e salários sejam flexíveis, a tendência é que ocorra elevação dos salários. Esse aumento se reflete nos custos que, por sua vez, são repassados aos preços. Nesse caso, salários mais flexíveis poderiam tornar este setor suscetível a recorrentes choques inflacionários.

O setor de serviços é apenas um exemplo de como diferentes combinações de flexibilidade salarial e estrutura de consumo e produção podem agir sobre segmentos específicos da economia. Dessa forma, o presente estudo busca evidências setoriais empíricas sobre dois aspectos estruturais do mercado de trabalho brasileiro na última década: geração de emprego e flexibilidade dos salários. A análise é detalhada inicialmente em 29 setores de atividade e, depois, agregada em 17.

Inicialmente, são estimados modelos insumo-produto de geração de emprego do tipo Leontief-Miyazawa para dois períodos distintos, 2002 e 2008, a partir da estrutura produtiva fornecida pelas matrizes insumo-produto (MIP) dos respectivos anos, com consumo endógeno e desagregado por cinco classes de renda, extraído da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) de 2002-03 e 2008-09, além da estrutura de distribuição de renda por classe de renda e setor de atividade obtida na Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD) de 2002 e 2008.

O primeiro objetivo (empírico) é decompor setorialmente o emprego total gerado da economia em direto-indireto e induzido. Em seguida, busca-se comparar os resultados de cada período e fazer o ranqueamento das maiores variações setoriais entre 2002 e 2008 para ambos os tipos de emprego. O maior interesse aqui é destacar o impacto gerado pelas alterações no padrão de consumo das famílias sobre o vazamento da renda entre as classes, que é evidenciado no efeito renda, também chamado de efeito induzido.

O segundo objetivo (metodológico) é, por meio de uma análise contra factual a partir do modelo insumo-produto de 2002, fazer uma projeção da capacidade de geração de emprego para o ano de 2008. Em seguida, pretende-se confrontar o emprego estimado e o emprego efetivamente verificado em 2008, extraindo dessa forma um “viés” do modelo, que pode ser explicado em parte por mudanças nas variáveis como coeficientes técnicos de produção, coeficiente de emprego, estrutura de consumo e de distribuição de renda. Contudo, o objetivo principal é verificar posteriormente em uma meta-análise se existe alguma relação entre o viés e uma das hipóteses do modelo, a rigidez dos salários.

O terceiro objetivo (empírico) do presente estudo é fornecer uma medida estrutural do grau de flexibilidade salarial por setor de atividade para o período de 2002 a 2009, isto é, a capacidade setorial do mercado de trabalho brasileiro se ajustar via emprego ou salário aos choques econômicos. Esta medida é obtida por meio do modelo Curva de Salário, desenvolvido por Blanchflower e Oswald (1990, 1994ab, 1995, 2005). A base de dados utilizada é a PNAD de 2002 a 2009.

Por fim, o quarto e último objetivo (metodológico) é utilizar uma abordagem de meta-análise, na qual se regride o viés percentual setorial do emprego estimado no modelo insumo-produto em função de algumas variáveis estruturais, entre as quais está a principal variável de interesse, o grau de flexibilidade salarial. A motivação para esta análise é o questionamento de que as projeções do modelo insumo-produto possam estar superestimando a capacidade de geração de emprego ao pressupor que, após um choque, todo o ajuste se dá sobre a quantidade de emprego, sem a possibilidade de ajuste no salário. Portanto, a expectativa é que os setores que se mostrarem empiricamente mais flexíveis em termos salariais estejam relacionados àqueles com maior viés e que, dessa forma, o grau de flexibilidade dos salários tenha algum poder de explicação sobre o viés do modelo.

Em síntese, o presente estudo traz contribuições em dois campos distintos. A primeira é de natureza metodológica, da literatura de insumo-produto, ao avaliar se o viés entre a projeção do emprego via choque de demanda e o emprego efetivamente gerado pode ser explicado, em alguma medida, pelas características de rigidez dos salários nos mercados de trabalho setoriais. A segunda contribuição é de natureza empírica, da literatura de mercado de trabalho, ao estimar os coeficientes de elasticidades a nível setorial e para o Brasil. Ainda no campo empírico, a análise de insumo-produto fornece um cenário comparativo, entre 2002 e 2008, para identificar o tipo de emprego gerado e qual a classe de renda tem ganhado participação nos vazamentos da renda nesse período.

A análise proposta é descrita ao longo de quatro capítulos após esta Introdução. O capítulo 1 traz a revisão da literatura para o modelo Leontief-Miyazawa e para a curva de salário, destacando os resultados empíricos de ambas as abordagens voltadas ao Brasil. No capítulo 2, é feita a descrição dos dados e da metodologia utilizada em ambos os modelos, além das regressões a serem estimadas na meta-análise. Em seguida, o capítulo 3 traz os principais resultados, organizados de modo a atender sequencialmente aos objetivos propostos. E, por fim, no capítulo 4 são expostas as considerações finais.

1 – REVISÃO DA LITERATURA

Neste capítulo, a revisão da literatura traz como referencial metodológico duas abordagens distintas, a primeira, da literatura de insumo-produto, desenvolvida por Leontief (1951) e Miyazawa (1976), enquanto, a segunda é da literatura do mercado de trabalho, desenvolvida por Blanchflower e Oswald (1994a). Apesar de distintos, os modelos propostos por esses autores são úteis como ferramentas de análise empírica e estrutural que o presente estudo se propõe a fazer sobre o mercado de trabalho brasileiro na última década.

Quadro 1 – Referências metodológicas do presente estudo

| AUTOR | MODELO | ABORDAGEM | ENFOQUE |
|-----------------------------------|-----------------------|----------------------------------|--|
| Leontief (1951) e Miyazawa (1976) | Modelo Insumo-Produto | Macroeconômica: Contas Nacionais | Estrutura Produtiva: Fluxos Setoriais da Renda |
| Blanchflower e Oswald (1994a) | Curva de Salário | Econométrica: Microdados | Mercado de trabalho: Flexibilidade Salarial |

FONTE: Elaboração própria.

Por meio da abordagem de Leontief-Miyazawa, busca-se retratar a estrutura produtiva e, por meio de multiplicadores setoriais, entender de que forma se dá a distribuição dos efeitos de choques de demanda sobre o emprego entre os setores de atividade. Contudo, os resultados desta abordagem estão suscetíveis, entre outras hipóteses, às hipóteses de rigidez dos salários e de que não existe restrição de oferta no mercado de trabalho.

No mercado de trabalho, o efeito de choques econômicos sobre salário e emprego depende do grau de flexibilidade salarial. Conforme Barros e Mendonça (1997), o crescimento repentino da taxa de desemprego pode ser o resultado tanto de um pequeno choque em um mercado pouco flexível, quanto de um choque maior em um mercado bastante flexível. Mesmo diante dessa dificuldade, ainda assim é possível encontrar na literatura econômica uma medida do grau de flexibilidade

salarial obtida por meio do modelo econométrico chamado Curva de Salário de Blanchflower e Oswald (1990, 1994ab, 1995, 2005).

1.1 ESTRUTURA PRODUTIVA E MULTIPLICADORES SETORIAIS

A abordagem de Leontief (1951) descreve uma economia que funciona, em grande parte, para equacionar a demanda e a oferta dentro de uma vasta rede de atividades. Conforme Guilhoto (2011), o que Leontief faz, é construir uma fotografia da economia em que ele mostra como os setores estão relacionados entre si, direta e indiretamente, ou seja, quem compra e vende de quem. Esse sistema de interdependência é organizado em uma matriz setor por setor chamada de matriz insumo-produto.

Nessa matriz, tudo o que é produzido por cada setor da economia tem a finalidade de atender a dois blocos: o bloco de demanda intermediária, composto por outras empresas; e o bloco de demanda final, composto por famílias, governo, investimento e exportações. Contudo, para se produzir algo, existem diversas etapas dentro das quais são necessários insumos, gera-se valor adicionado, pagam-se tributos, importam-se produtos e empregos são gerados.

No modelo proposto por Leontief (1951), a demanda de consumo das famílias é uma variável exógena e, por isso, não capta os efeitos multiplicadores da propensão a consumir de um modelo típico keynesiano. Mas quando se introduz a demanda das famílias de forma endógena no modelo, os efeitos multiplicadores são aumentados. Além disso, ainda é possível desagregar o consumo por grupos e verificar os efeitos da distribuição de rendimentos por classe de renda e por setor.

O modelo de Leontief-Miyazawa (L.M.) permite então analisar de que forma a estrutura de consumo pode afetar, por exemplo, a produção, a distribuição de renda, a massa de salários e a quantidade de emprego, viabilizando simulações de variação na demanda final e o seu impacto sobre essas variáveis. Conforme Guilhoto et. al (1996), quando confrontados os resultados dos modelos de Leontief

puro e o L.M. para o Brasil, verificou-se que, no segundo, os resultados de choques exógenos de demanda tendem a ser, aproximadamente, o dobro daqueles apresentados no primeiro.

No Brasil, este tipo de abordagem tem sido utilizada em estudos sobre distribuição de renda. No subcapítulo 1.1.1 a seguir, são destacados alguns destes estudos. Já no capítulo 2.1 são detalhadas as equações que compõe o modelo.

1.1.1 Modelos Leontief-Miyazawa para o Brasil

Por meio do modelo Leontief-Miyazawa, Guilhoto et. al (1996) analisam as estruturas de produção, consumo e distribuição de renda no Brasil usando matrizes de insumo-produto de 1975 e 1980 adaptadas para 27 setores, três classes de renda divididas por faixas de salários mínimos (de 0 a 5; de 5 a 20; e mais de 20), e três classes de consumo associadas às classes de renda.

Em uma primeira etapa do estudo, os autores analisam a estrutura produtiva com base em índices de ligações para frente e para trás, além de uma análise de campo de influência, buscando identificar os setores-chaves da economia e as principais mudanças no período. Já em uma segunda etapa, é feita a comparação dos multiplicadores setoriais resultantes dos dois modelos propostos, o modelo puro de Leontief (1951) e o Leontief-Miyazawa (1976). Com base em ambos, Guilhoto et. al (1996) analisam o impacto de simulações de choques de demanda final sobre a produção total, as importações, os salários e a distribuição de renda.

Os resultados demonstram que o polo dinâmico da economia se encontra nos consumidores com renda entre 5 a 20 salários mínimos, ou seja, o volume de consumo dessas pessoas e o vazamento de renda gerado são capazes de direcionar o resultado agregado da economia. Além disso, conforme os autores, em 1980 a economia brasileira se encontrava mais interligada, mais aberta e mais capital intensiva do que a de 1975.

Em outro estudo, agora com foco voltado à geração de emprego, Vieira e Najberg (1997) também utilizam o modelo L.M. A partir da MIP de 1992, o objetivo é

quantificar a capacidade de geração de emprego no Brasil, como resultado de variações exógenas de demanda em 41 setores de atividade. Os resultados mostram que a estratégia de apenas priorizar atividades altamente interligadas pode ocasionar uma menor demanda de emprego. Contudo, os autores destacam que há um conjunto de setores que atendem simultaneamente aos critérios de geração de emprego e de alto poder de encadeamento na economia, como Artigos de vestuário, Agropecuária, Madeira e mobiliário, Fabricação de calçados, Comércio e algumas atividades da agroindústria.

Santos e Haddad (2007), por sua vez, usam um modelo L.M. inter-regional com o objetivo de analisar os fluxos de renda interestaduais gerados pela produção destinada a atender a demanda final de cada estado. Os autores observam como as relações de dependência entre as estruturas produtivas dos estados brasileiros influenciam a determinação da renda estadual. Para isso, é utilizada uma matriz interestadual do Brasil de 1996, para 27 estados e 8 setores.

Basicamente, são encontrados dois tipos de vazamentos na economia brasileira, um generalizado e outro específico. Os vazamentos específicos ocorrem em diferentes estados, geralmente, em direção aos estados vizinhos. Por sua vez, um vazamento mais generalizado flui apenas em direção a São Paulo e, em menor escala, a Minas Gerais, dois estados que, segundo os autores, absorvem uma parcela relativamente elevada da renda gerada na produção para atender a demanda final de praticamente todos os outros estados. Por sua vez, os estados do Norte, Nordeste e Centro-Oeste não absorvem os vazamentos de renda, em função de sua estrutura produtiva pouco diversificada e com menor integração entre os setores.

Em outro estudo, baseado na MIP (2002) combinada aos dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF 2002-03) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD 2002), Moreira (2007) estima os impactos que alterações na demanda dos setores de atividade provocam sobre a distribuição de renda. Aqui, uma diferença importante em relação aos estudos anteriores é a utilização de bases de dados auxiliares, POF e PNAD, que permitem desagregar, respectivamente, os

vetores de consumo e de distribuição de renda das famílias de acordo com a classe de renda.

Por meio do modelo L.M., são identificados os setores que, quando estimulados através de choques exógenos de demanda, possuem maior capacidade de elevar os rendimentos das famílias. Este é o caso do setor de Serviços Privados não mercantis. Em seguida, quando se avalia a distribuição da massa de rendimentos entre as classes de renda, os resultados gerais mostram que, por um lado, setores como Construção Civil e Vestuário, são redutores da desigualdade de renda. Por outro lado, setores como Serviços Prestados às Empresas e Instituições Financeiras pioram a distribuição.

Em termos regionais, o Sudeste aparece como o maior fornecedor de insumos para as outras regiões, contudo, é o Nordeste quem aparece como protagonista no papel de redução da desigualdade, pois é a região que paga a maior parte dos rendimentos gerados para famílias com menor rendimento. Nesta região, destacam-se os setores Agricultura e, novamente, Serviços Privados não mercantis.

Recentemente, Santos et al. (2012), com uma base de dados mais atual, que inclui a MIP (2008) combinada às informações da PNAD (2008) e da POF (2008-09), verificam que os setores que mais impulsionam o crescimento econômico não são, necessariamente, os mesmos que mais contribuem para a melhora na distribuição de renda. Exemplo disso são os setores como Siderurgia, Elementos Químicos, Veículos e Peças e Indústria de Alimentos. No entanto, entre os setores que mais favorecem a queda na desigualdade, existem aqueles que apresentam elevada capacidade em estimular a produção da economia, em razão do efeito induzido do consumo das famílias. São eles os Serviços Prestados às Famílias, Comércio, Agropecuária e Transportes.

Além disso, Santos et al. (2012) verificam o impacto de um incremento de renda em determinada classe sobre os rendimentos das famílias pertencentes às outras classes. Os resultados mostram que as transferências para as classes de menor renda, não são importantes apenas do ponto de vista distributivo, mas

também, porque geram elevação de renda para as demais classes. Os autores também destacam os vazamentos em direção à classe C, definida com base em Neri (2010). Segundo eles, *“qualquer que seja a classe de renda impactada”*, ela gera *“importantes ganhos de remunerações para as famílias da classe C”*, evidenciando a importância dessa classe para a economia brasileira.

Por fim, Perobelli, Haddad e Hewings (2013) utilizam multiplicadores específicos de Miyazawa buscando mapear a natureza e a interdependência econômica entre a cidade de São Paulo e 39 municípios da Região Metropolitana, além de uma região representando o restante do Brasil. A base de dados é constituída por uma matriz de insumo-produto inter-regional calibrada para o ano 2008, com 56 setores. Inicialmente, são utilizados multiplicadores “internos” e “externos” de Miyazawa para particionar a matriz inversa de Leontief padrão. O objetivo é separar a demanda gerada internamente das originadas nas demais regiões e, com isso, obter medidas de propagação da atividade interna e externa. Em seguida, são utilizadas matrizes inter-relacionais ou interclasses que captam o multiplicador da renda para grupos específicos.

Conforme os autores, dentre os principais resultados, destaca-se a heterogeneidade espacial presente nos municípios que compõe a região metropolitana, em termos de estrutura de apropriação de renda. Por sua vez, São Paulo se destaca como um município que apresenta poucos vazamentos, além de ser fonte de apropriação de renda para um grande número de municípios. Um diferencial deste estudo em relação aos anteriores é o alto grau de desagregação e detalhamento da análise, que é a nível municipal.

A seguir, o Quadro 2 sintetiza os trabalhos mencionados para o Brasil que se utilizam do modelo Leontief-Miyazawa (1976), os quais abrangem as últimas três décadas. Em geral, percebe-se em comum o interesse na distribuição de renda e seus efeitos regionais. Já as diferenças estão relacionadas à dimensão da análise, nacional, inter-regional e intermunicipal; à divisão de classes de renda; e, principalmente, na forma como os vetores de rendimentos e de consumos são

utilizados no modelo. Alguns dos trabalhos recentes desagregam estes vetores por classe de renda com base na PNAD e na POF.

Quadro 2 – Modelos Leontief-Miyazawa (1976) para o Brasil

| AUTOR | FONTE DE DADOS | DIMENSÃO | DIVISÃO DE CLASSES | TEMAS |
|--------------------------------|--|---|---------------------------|--|
| Guilhoto <i>et al.</i> (1996) | MIP (1975) e MIP (1980) | Nacional (27 setores) | 3 classes de renda | Estrutura Produtiva e Distribuição de Renda |
| Vieira e Najberg (1997) | MIP (1992) e PNAD (1995) | Nacional (41 setores) | - | Geração de Emprego |
| Santos e Haddad (2007) | MIP (1996) | Inter-Regional (8 setores) | - | Distribuição de Renda Inter-Regional |
| Moreira (2007) | MIP (2002) e PNAD (2002) e POF (2002-03) | Nacional (31 setores) e Inter-Regional (21 setores) | 10 classes de renda | Distribuição de Renda |
| Santos <i>et al.</i> (2012) | MIP (2008) e PNAD (2008) e POF (2008-09) | Nacional (31 setores) | 5 classes de renda | Distribuição de Renda |
| Perobelli <i>et al.</i> (2013) | MIP (2008) | Intermunicipal (56 setores) | - | Heterogeneidade Espacial e Vazamentos de Renda |

FONTE: Elaboração própria.

Em relação à metodologia e a base de dados, o presente estudo utiliza as mesmas bases dos trabalhos de Moreira (2007) e Santos *et al.* (2012), buscando fazer uma comparação entre períodos. Apesar da metodologia em comum, difere principalmente quanto ao tema de análise, que é o mercado de trabalho, e o enfoque, que é a geração de emprego.

Cabe aqui ressaltar que ao utilizar o modelo L.M, é preciso reconhecer as limitações decorrentes de alguns de seus pressupostos, como a existência de capacidade ociosa na economia, de modo que um aumento da demanda automaticamente implica aumento de produção; ausência de mudanças tecnológicas durante o processo de análise, dado que se está trabalhando com coeficientes fixos

de produção; todas as importações necessárias ao processo produtivo podem ser realizadas, sem existir problemas de balanço de pagamento; preços são constantes e, da mesma forma, os salários são rígidos (GUILHOTO, 1996).

Concentrando a atenção no pressuposto de salários rígidos, no campo metodológico, o presente estudo busca na literatura do mercado de trabalho uma forma de confrontar os resultados expostos pelo modelo insumo-produto com uma análise que forneça indicadores sobre o grau de flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro de 2002 a 2009. A justificativa é que se o grau de flexibilidade salarial de determinado setor for alto, o modelo insumo-produto pode estar superestimando a capacidade de geração de emprego deste setor, pois pressupõe que, após um choque, todo o ajuste se dá sobre a quantidade de emprego, ao invés de ajuste no salário.

1.2 FLEXIBILIDADE SALARIAL: A CURVA DE SALÁRIO

No livro “*The Wage Curve*”, Blanchflower e Oswald (1994a) utilizam uma grande e diversificada base de dados internacionais¹ com informações sobre taxas de desemprego locais e salários reais individuais em diferentes períodos da segunda metade do século vinte. O objetivo principal é estimar um modelo econométrico chamado de Curva de Salário, que consiste em regressões *duplo-log* dos salários reais em função da taxa de desemprego desagregada por regiões, controlando efeitos fixos regionais e características individuais. Em geral, para países como EUA, Grã-Bretanha, Canadá e Noruega, os coeficientes da elasticidade do desemprego em relação ao salário são significativos e próximos de -0,1, indicando que um aumento de 10% na taxa de desemprego é acompanhado por uma redução dos salários, em média, de 1%, nestes países.

Em síntese, esta é a representação de uma situação típica, na qual um indivíduo A recebe um salário menor do que um indivíduo B, apesar de ambos

¹ Algumas das principais bases de dados são: o International Social Survey Program (ISSP), o Current Population Surveys (CPS) e o General Household Survey (GHS).

compartilharem de características idênticas e das mesmas condições, exceto pelo fato de que o primeiro vive em uma região de maior desemprego. Portanto, a curva de salário é um modelo empírico diferente de outros que fazem parte da ortodoxia econômica, como a abordagem clássica, que relaciona salários acima do equilíbrio de mercado com a elevação do nível de desemprego involuntário (MODIGLIANI, 1944), a curva de Phillips e sua relação macroeconômica negativa de variação do salário em função da taxa de desemprego (PHILLIPS, 1958) e a abordagem regional, que defende a relação positiva entre desemprego local e salário permanente (HARRIS; TODARO, 1970).

No modelo clássico onde interagem firmas e trabalhadores maximizadores de lucro e de utilidade, na presença de rendimentos marginais decrescentes e de uma relação crescente entre salário real e oferta de trabalho, a hipótese de perfeita flexibilidade garante que a economia se encontre constantemente em equilíbrio com pleno emprego. Nesse tipo de análise, o desemprego involuntário é apenas uma situação de desequilíbrio temporário que pode ser explicado pela presença de rigidez salarial. Assim, após um choque exógeno qualquer, os salários levam mais tempo para se reajustar e, com isso, o salário do mercado de trabalho com rigidez fica acima do equilíbrio do restante da economia. Este nível de salário atrai um número de trabalhadores além daquele que a firma está disposta a empregar, elevando o nível de desemprego nesse mercado. Neste caso, os salários estão positivamente correlacionados ao desemprego involuntário.

Além da situação provisória descrita, existe a possibilidade de uma condição permanente em que os altos níveis salariais do ambiente urbano estão relacionados a maiores taxas de desemprego, conforme o modelo descrito pela abordagem regional de Harris e Todaro (1970). Nesse modelo, enquanto a renda na região agrícola é igual à produtividade marginal do trabalhador, a renda na região industrial é definida por fatores exógenos que estabelecem um piso salarial mais alto. Os trabalhadores que migram para a cidade têm expectativas de receber maiores rendimentos e, por isso, enfrentam o risco maior de desemprego. O diferencial de rendimentos entre as duas localidades se reduz na medida em que a expectativa de ganhos na cidade se equilibra à produtividade marginal no campo por meio do ajuste

entre oferta e demanda. Com o fim da migração, há um equilíbrio com desemprego e salários elevados na cidade. Dessa forma, a persistência de altas taxas de desemprego urbano revela uma condição estrutural na qual a taxa de desemprego permanente está positivamente relacionada aos salários permanentes.

Outra abordagem distinta, a curva de Phillips, é capaz de descrever como a taxa de desemprego se relaciona inversamente à variação dos salários nominais. A formulação original de Phillips (1958) descreve o fato de que em períodos de altas taxas de desemprego, existe uma maior oferta relativa de trabalho, o que reduz seu preço, ou seja, o salário nominal.

Posteriormente, Friedman (1968) incorpora ao modelo a formação de expectativas inflacionárias por parte dos agentes econômicos, definindo aquilo que se conhece como “curva de Phillips aumentada pelas expectativas”. Nesta versão, o *trade-off* entre inflação e desemprego é temporário e pode ocorrer somente no curto prazo, pois, no longo prazo, os agentes percebem alterações dos seus salários e exigem que sejam reajustados sem perdas reais. Após isso, a taxa de desemprego retorna ao seu nível natural, enquanto o nível de preços estabiliza-se em um nível superior ao de antes. Dessa forma, tem-se que a variação no salário nominal está negativamente relacionada à taxa de desemprego temporária.

Se por um lado a curva de Phillips se refere ao processo temporário de ajustamento entre desemprego e variação do salário, por outro lado, a curva de salário descreve o *locus* de equilíbrio entre salário e desemprego. No aspecto metodológico, a primeira abordagem demonstra a relação macroeconômica entre variação dos salários e a taxa de desemprego agregados, estimados em séries temporais, enquanto a segunda representa a relação microeconômica entre nível de salários e a taxa de desemprego desagregada, estimada com microdados em painel (BLANCHFLOWER, OSWALD, 1994a).

As abordagens reunidas nesta revisão estão sintetizadas no Quadro 3, que deixa explícito a relação entre as duas variáveis de interesse.

Quadro 3 – Síntese dos modelos que descrevem a relação salário-desemprego.

| MODELO | REFERÊNCIA | VARIÁVEIS | RELAÇÃO |
|--------------------|-------------------------------|------------------------------------|----------------|
| Clássico | Modigliani (1944) | Salário x Desemprego Involuntário | positiva |
| Abordagem Regional | Harris e Todaro (1970) | Salário x Desemprego (permanentes) | positiva |
| Curva de Phillips | Phillips (1958) | Variação do Salário x Desemprego | negativa |
| Curva de Salário | Blanchflower e Oswald (1994a) | Salário x Desemprego (curto prazo) | negativa |

FONTE: Elaboração própria.

Para microfundamentar as evidências empíricas da curva de salário, Blanchflower e Oswald (1994a) recorrem aos modelos novo-keynesianos de barganha salarial e de salário eficiência. Estes modelos descrevem a determinação de preços sob a lógica de mercados imperfeitos e a fixação de salários por meio de negociação ou por estratégia da firma.

Conforme Blanchflower e Oswald (1994a), elevadas taxas de desemprego reduzem o poder de barganha do trabalhador, pois são reduzidas as possibilidades deste encontrar outro emprego e obter um maior salário. Além disso, sob altas taxas de desemprego, os sindicatos podem priorizar a manutenção do emprego ao invés da manutenção do salário. Dessa forma, a taxa de desemprego afeta negativamente os salários dos trabalhadores.

Por sua vez, no modelo de salário-eficiência a produtividade do trabalhador depende do seu esforço e este de incentivos salariais. Neste contexto, níveis elevados de desemprego também podem atuar como incentivo para aqueles que estão empregados se esforçarem mais, pois elevam o risco de desemprego. Do ponto de vista da firma, o desemprego elevado permite a ela pagar menores salários para obter o mesmo esforço do trabalhador, caso contrário, a firma o demitiria e encontraria com maior facilidade um substituto no mercado de trabalho (SHAPIRO, STIGLITZ, 1984).

1.2.1 Evidências da Curva de Salário para o Brasil

Entre os trabalhos que estimam curvas de salário para o Brasil, Barros e Mendonça (1997) demonstram como a inclinação desta curva pode fornecer um indicador consistente do grau de flexibilidade salarial. Utilizando a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 1982 a 1994 e o método convencional “*cell means*”, que consiste em agregar e regredir o salário de grupos de trabalhadores pela média, além de dois outros métodos alternativos, os autores obtêm estimativas que indicam uma curva de salário para o Brasil, semelhante às encontradas na literatura internacional.

Já Garcia (2002) realiza um estudo mais extenso buscando, entre outras coisas, encontrar formas alternativas de especificação para o Brasil, além de aperfeiçoar questões metodológicas e aplicar a teoria de barganha e salário-eficiência, com base nos dados da PNAD de 1981 a 1999, por meio do método alternativo sugerido por Card (1995). Em termos gerais, as regressões *duplo-log* do salário real mensal em função da taxa de desemprego regional confirmam uma relação negativa e significativa entre estas variáveis, tanto para métodos de estimação distintos, quanto para grupos de trabalhadores diferentes.

Por sua vez, Souza e Machado (2004) estimam curvas de rendimento para trabalhadores rurais e urbanos separadamente, por meio do método de Card (1995). A denominação “curva de rendimento” ao invés de curva de salário é apenas uma forma de explicitar que são considerados, também, rendimentos fora do conceito de salário. A partir dos dados da PNAD de 1981 a 1999, as estimativas mostram que a relação entre taxa de desemprego e rendimentos não é significativa para o mercado de trabalho rural brasileiro. Conforme os autores, este resultado é reflexo de uma menor difusão no ambiente rural de relações trabalhistas típicas dos mercados capitalistas urbanos, onde as estimativas foram, de fato, significativas.

Em outro estudo recente, Santolin e Antigo (2009) analisam a importância da flexibilidade dos salários na redução da persistência do desemprego de longo prazo no Brasil. Sob a hipótese de que um elevado grau de flexibilidade deveria minimizar o processo de histerese do desemprego, os autores associam este processo às

imperfeições no mercado de trabalho responsáveis por gerar rigidez dos salários, impedindo que o mercado se ajuste após choques econômicos. Com dados da PNAD, de 1997 a 2005, de seis regiões metropolitanas, são estimados painéis dinâmicos por GMM ao invés de painel simples por OLS. Dentre os resultados, destaca-se um maior grau de rigidez salarial do trabalhador formal e um menor grau para o informal.

Em suma, os estudos citados convergem para um consenso no qual a economia brasileira possui níveis consideráveis de flexibilidade salarial, conforme sintetizado no Quadro 4, a partir de valores médios aproximados.

Quadro 4 – Resultados agregados das equações salariais para o Brasil

| AUTOR | FONTE DE DADOS | MÉTODO | VARIÁVEL DEPENDENTE | α ¹ |
|--------------------------|---------------------|--------------------------|---------------------------------|-----------------------|
| Barros e Mendonça (1996) | PME (1982-1994) | <i>Cell Means</i> | Salário Mensal | -4* |
| Garcia (2002) | PNAD (1981-1999) | Painel em Dois Passos | Rendimento Hora | -0,1 |
| Souza e Machado (2004) | PNAD (1981-1999) | Painel em Dois Passos | Salário Hora (região urbana) | -0,2 |
| Santolin e Antigo (2009) | PNAD (1997-2005) | Painel Dinâmico | Salário Hora | -0,1 |

(1) “ α ” é coeficiente de elasticidade do logaritmo da taxa de desemprego do modelo *duplo-log*

(*) coeficiente da taxa de desemprego do modelo *log-lin*

FONTE: Elaboração própria.

Apesar de existirem algumas evidências do grau de flexibilidade para o Brasil como um todo e para determinados grupos de trabalhadores, de acordo com características individuais, ainda sim, são escassas estimativas por setor de atividade. Em razão disso, um dos objetivos do presente estudo é fornecer uma medida estrutural do grau de flexibilidade salarial por setor para o período de 2002 a 2009, a partir da PNAD, por meio da curva de salário.

2 – METODOLOGIA

O primeiro objetivo deste estudo é decompor e comparar (2002 e 2008) setorialmente o emprego gerado da economia com base no modelo de Leontief-Myazawa (L.M). O segundo objetivo é fazer uma projeção da capacidade de geração de emprego para o ano de 2008 com base no modelo L.M de 2002.

O capítulo 2.1 descreve as equações do modelo, enquanto seus subcapítulos descrevem as etapas de tratamento e manipulação dos dados das Matrizes Insumo-Produto (2002 e 2008), das POFs (2002-03 e 2008-09) e das PNADs (2002 e 2008). Em seguida, o capítulo 2.2 descreve as especificações alternativas para estimação da curva de salário, que é o modelo escolhido para fornecer estimativas do grau de flexibilidade salarial agregado e por setor de atividade, a partir dos microdados das PNADs de 2002 a 2009. Já no capítulo 2.3, são descritas as variáveis estruturais a serem regredidas juntamente com o grau de flexibilidade obtido pela curva de salário e o viés percentual do emprego estimado.

2.1 MODELO LEONTIEF-MIYAZAWA

Os fluxos entre os setores de uma economia são determinados por fatores econômicos e tecnológicos, sendo descritos pelo seguinte sistema de equações simultâneas.

$$X = AX + Y \quad (1)$$

onde:

X é um vetor (nx1) com o valor da produção total por setor;

Y é um vetor (nx1) com os valores da demanda final setorial;

A é uma matriz (nxn) com os coeficientes técnicos de produção.

No modelo de Leontief (1951), também conhecido como modelo de Leontief aberto, o vetor de demanda final é tratado como exógeno ao sistema e, portanto, o vetor de produção total é determinado unicamente pelo vetor de demanda final, conforme a equação (2). A demanda final é multiplicada por uma matriz B, chamada de matriz inversa de Leontief, na qual, o elemento b_{ij} é interpretado como a produção total do setor i necessária para produzir uma unidade de demanda final do setor j .

$$X = BY \quad (2)$$

$$B = (I - A)^{-1} \quad (3)$$

onde:

B é uma matriz (nxn) contendo a matriz inversa de Leontief;

I é uma matriz identidade (nxn).

No modelo proposto por Miyazawa (1976), as demandas finais devem ser divididas em demandas internas de consumo e demandas exógenas (gasto do governo, investimento e exportações), como descrito na equação (4).

$$Y = Y_c + Y_e \quad (4)$$

onde:

Y_c é o vetor (nx1) de demandas de consumo multissetorial;

Y_e é o vetor (nx1) de demandas exógenas.

A demanda de consumo multissetorial é endógena, como função da renda, conforme a equação (5). É importante lembrar que famílias de diferentes classes de renda têm diferentes perfis de consumo e, portanto, diferentes coeficientes de consumo².

$$Y_c = CQ \quad (5)$$

onde:

² A classificação dos grupos de renda utilizada no presente estudo é definida com base em Neri (2010), conforme Tabela 1, subcapítulo 2.1.3.

C é uma matriz ($n \times r$) com os coeficientes de consumo;

Q é um vetor ($r \times 1$) com a renda total de cada grupo de renda.

A matriz com os coeficientes de consumo (C) é derivada a partir de uma matriz E , cujo elemento e_{ik} representa a quantidade total do i -ésimo produto consumido pelo k -ésimo grupo de renda, conforme a equação (6). A matriz E é obtida por meio da multiplicação entre o vetor agregado de consumo das famílias por setor da matriz insumo-produto e uma matriz de *share* extraída da POF, que reflete a composição do consumo das famílias por classe de renda e setor.

$$c_{ik} = e_{ik} / q_k \quad (6)$$

Além de incorporar a função consumo multissetorial no modelo de Leontief, deve-se incluir também a estrutura da distribuição da renda dada pelo vetor Q na equação (7).

$$Q = VX \quad (7)$$

onde:

V é uma matriz ($r \times n$) com os coeficientes do valor adicionado.

A equação anterior descreve a dependência da distribuição da renda em relação à estrutura produtiva, com base na matriz V de coeficientes de valor adicionado por setor e classe de renda, que é obtida a partir de uma matriz R cujo elemento r_{kj} representa a renda do k -ésimo grupo de renda obtida do j -ésimo setor.

$$v_{kj} = r_{kj} / x_j \quad (8)$$

A matriz R é obtida por meio da multiplicação entre o vetor agregado de salários recebidos pelos trabalhadores por setor da matriz insumo-produto e uma matriz de *share* extraída da PNAD, que reflete a composição dos rendimentos recebidos pelas famílias por classe de renda e setor. Isso é importante uma vez que diferentes indústrias utilizam diferentes tipos de mão-de-obra, remunerando-as de formas diferentes.

Por fim, de forma análoga ao modelo puro de Leontief, a solução do modelo L.M é dada pela equação (9). Nesse formato, o modelo é conhecido como modelo de Leontief fechado.

$$X = [I - A - CV]^{-1} Y^e \quad (9)$$

Para atender aos objetivos propostos pelo presente estudo, a solução obtida com base na equação (9) do modelo de Leontief fechado é suficiente, pois permite decompor os efeitos direto, indireto e, ainda, extrair o efeito induzido, após choques de demanda. Mas conforme Miller e Blair (2009), dependendo do objetivo da análise, é conveniente expressar a equação anterior de uma forma mais complexa que permite decompor os efeitos dos vários canais de impacto inter-relacionais extraídas da matriz “CKVB”, de acordo com a equação (9.1)³.

$$X = B (I + CKVB) Y^e \quad (9.1)$$

onde: $K = (I - VBC)^{-1}$.

A matriz $K_{(r \times r)}$ é conhecida como matriz de multiplicadores inter-relacionais ou interclasses da renda. Os multiplicadores interclasses representam o quanto de renda é gerado para uma classe de renda “a” decorrente do aumento exógeno de renda de outra classe “b”. Este é um dos resultados mais interessantes do Modelo L.M e, por isso, a partir dele, serão analisadas quais as classes tiveram maior ganho de participação na geração de renda entre 2002 e 2008, no subcapítulo 3.2.4.

Na sequência, a partir da equação (9), obtém-se o emprego total estimado para o ano t , após um choque de demanda exógena, que é expresso na equação (10).

$$ET_t = L [I - A - CV]^{-1} Y^e \quad (10)$$

onde:

³ Neste sentido, os trabalhos de Moreira (2007) e Dos Santos et al. (2012) extraem uma parcela expressiva dos resultados possíveis da equação (9.1).

L é um vetor (1xn) de coeficientes diretos de emprego.

O vetor de coeficientes diretos de emprego (L) é obtido pela razão entre o número de trabalhadores diretamente empregados no setor e a respectiva produção total desse setor. Na equação (10), a multiplicação do vetor “L” pelo resultado da multiplicação entre o vetor de demanda exógena e da matriz inversa de Leontief deve ser equivalente ao total de emprego gerado na economia.

Além dos trabalhadores empregados diretamente em cada setor, essa abordagem permite captar, indiretamente, os trabalhadores empregados em setores que fornecem insumos. E, ainda, ao considerar o consumo como endógeno, surge um terceiro efeito, conhecido como efeito renda ou induzido, que é resultado do vazamento de renda gerado pela incorporação do consumo das famílias na matriz inversa de Leontief. A soma do emprego direto (ED), indireto (EI) e induzido (ER) equivale ao emprego total.

$$ED_t = L I Y^e \quad (10.1)$$

$$EI_t = L [I - A]^{-1} Y^e - ED_t \quad (10.2)$$

$$ER_t = L [I - A - CV]^{-1} Y^e - ED_t - EI_t \quad (10.3)$$

Portanto, o modelo de Leontief-Miyazawa permite decompor e comparar o emprego total estimado nos dois períodos. A diferença entre a capacidade de geração total de emprego estimada ($\Delta ET = ET_{2008} - ET_{2002}$) pode ser decomposta em variação direta ($\Delta ED = ED_{2008} - ED_{2002}$), indireta ($\Delta EI = EI_{2008} - EI_{2002}$) e induzida ($\Delta ER = ER_{2008} - ER_{2002}$). Dessa forma, é possível entender qual a participação percentual de cada tipo de emprego gerado, além da variação entre os períodos analisados, em termos absolutos e de composição.

Em seguida, para atender ao segundo objetivo proposto pelo presente estudo, é feita uma análise contra factual a partir do modelo de Leontief fechado para 2002, buscando prever como seria a capacidade de geração de emprego no ano de 2008. Para isso, é necessário estimar o impacto da variação da demanda exógena entre 2002 e 2008 sobre o emprego total conforme a equação (11).

$$\Delta ET_{08-02}^{02} = L_{02} [I - A_{02} - C_{02}V_{02}]^{-1} \Delta Y_{08-02}^e \quad (11)$$

onde:

ΔET_{08-02}^{02} é um vetor (nx1) com o emprego total estimado a partir do choque de variação da demanda exógena.

ΔY_{08-02}^e é um vetor (nx1) que mostra a variação da demanda exógena entre 2002 e 2008, a preços constantes;

Ressalta-se aqui que se trata de uma projeção da variação do emprego entre 2002 e 2008 considerando somente a mudança no componente exógeno da demanda final, sem considerar mudanças tecnológicas (matriz A) ou na estrutura de consumo (matriz CV). Por um lado, isso se justifica diante da expectativa de que as variáveis que descrevem a estrutura produtiva não sofram grandes mudanças em um intervalo de apenas seis anos. Por outro lado, as variáveis relacionadas à distribuição de renda e de consumo podem ter sofrido mudanças mais significativas em setores específicos. Mas se de fato isso acontecer em uma magnitude considerável, seus efeitos serão visíveis na análise anterior, por meio da equação (10.3), no cálculo da diferença entre o efeito induzido sobre o emprego dos modelos de 2008 menos o modelo de 2002. Assim, pode ser necessário se fazer ressalvas quanto a origem de um possível viés do modelo insumo-produto devido a alterações nas próprias variáveis que compõe o modelo.

Em seguida, para projetar o emprego em 2008, basta somar o emprego total de 2002, com o emprego total estimado devido o choque de variação da demanda exógena entre 2002 e 2008.

$$\hat{ET}_{08} = ET_{02} + \Delta ET_{08-02}^{02} \quad (12)$$

onde:

\hat{ET}_{08} é o vetor (nx1) com emprego projetado para 2008 com base no modelo insumo-produto de 2002.

Por fim, é extraída a diferença entre o emprego estimado e o emprego efetivo para o ano de 2008. A expectativa é que o primeiro termo ($\hat{E}T_{08}$) seja maior do que o segundo (ET_{08}) na maioria dos setores, resultando em um viés positivo, pois, *ceteris paribus*, o modelo deveria superestimar a capacidade de geração de emprego por pressupor que os salários são perfeitamente rígidos, ou seja, todo o ajuste se dá sobre o emprego, ao invés do salário.

$$\hat{E}T_{08} - ET_{08} = \text{viés do modelo fechado} \quad (13)$$

O principal objetivo aqui é verificar se o erro de previsão do modelo insumo-produto está associado à omissão do grau de flexibilidade dos salários. Isso será feito na última etapa deste estudo, por meio de uma meta-análise, descrita no capítulo 2.3, com base no erro de previsão do modelo e nas estimativas setoriais do grau de flexibilidade salarial, obtidas pela curva de salário descrita no capítulo 2.2.

2.1.1 Tratamento dos dados

A abordagem insumo-produto do presente estudo é formada por três bases de dados distintas:

- 1) Matriz de Insumo-Produto de 2002 e 2008, elaboradas por Guilhoto e Sesso Filho (2010), as quais fornecem um retrato da estrutura produtiva;
- 2) Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) para os anos de referência 2002-03 e 2008-09, que fornecem os dados sobre a composição do consumo das famílias;
- 3) Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002 e 2008, que fornecem os dados sobre a origem dos rendimentos pagos às famílias.

A complementariedade das três bases de dados é importante, por um lado, porque a estrutura da distribuição de renda afeta a estrutura produtiva, via estrutura de consumo. Por outro lado, a distribuição de renda também é afetada pela estrutura

produtiva, de acordo com a origem setorial da renda recebida pelas famílias (GUILHOTO ET AL, 1996).

2.1.2 Compatibilização da Matriz Insumo-Produto

As matrizes de 2002 e 2008 elaboradas por Guilhoto e Sesso Filho (2010) possuem 56 setores e 110 produtos, tem como ano base o ano 2000 e são estimadas a partir dos dados do Sistema de Contas Nacionais do IBGE, publicados, respectivamente, em 2009 e 2010.

A primeira etapa operacional é agregar para 29 setores a matriz de recursos e usos construída em um sistema 56 setores, conforme o Anexo A1. O motivo dessa agregação é a necessidade de classificar, compatibilizar e padronizar em uma etapa posterior os setores da matriz insumo-produto com os mais de 13.000 tipos de despesas possíveis com consumo extraídas da POF, além dos 59 setores que pagam rendimentos às famílias conforme a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), extraídos da PNAD.

2.1.3 Desagregação do Vetor de Consumo

Uma vez que diferentes classes de renda têm diferentes perfis de consumo, o presente estudo busca decompor por classe de renda o vetor de consumo das famílias da matriz insumo-produto por meio da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) do IBGE. Uma das principais funções da POF é fornecer a estrutura de gastos em consumo para o cálculo de índices de custo de vida e de atualização das estruturas de ponderação de dois dos principais índices de preços do IBGE: o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Além disso, a POF investiga detalhadamente o orçamento das famílias. Mas o mais importante para o presente estudo é que esta pesquisa traz os microdados referentes às despesas com consumo individual e agregado das famílias no período

de 7, 30 e 90 dias. Portanto, inicialmente, as despesas domiciliares são anualizadas, deflacionadas e expandidas conforme o peso de cada domicílio na amostra. Em uma segunda etapa, foram utilizados tradutores POF-MIP para compatibilizar os milhares de produtos das POFs (2002-2003 e 2008-2009) com os 110 tipos de produtos da matriz insumo-produto⁴. Posteriormente, os 110 produtos vinculados aos 56 setores são agrupados em 29 setores.

Em ambos os períodos, as famílias são distribuídas em cinco classes com base na renda total familiar, conforme a classificação definida por Neri (2010) na Tabela 1. A renda total de todas as fontes referente ao domicílio é obtida pela multiplicação entre a renda total de cada unidade de consumo pela quantidade de unidades de consumo do domicílio⁵.

Tabela 1 - Divisão das Classes de Renda.

| Renda Mensal Total Familiar (preços de 2008) | |
|---|-------------------------------|
| Classe A | Acima de R\$ 6.329,00 |
| Classe B | R\$ 4.854,00 até R\$ 6.329,00 |
| Classe C | R\$ 1.126,00 até R\$ 4.854,00 |
| Classe D | R\$ 705,00 até R\$ 1.126,00 |
| Classe E | R\$ 0,00 até R\$ 705,00 |

Nota: Para deflacionar os salários das classes de renda para o ano de 2002, utiliza-se o Índice Nacional de Preço ao Consumidor (INPC), adaptado por Corseuil e Foguel (2002).

FONTE: Centro de Políticas Sociais (CPS) - FGV, em Neri (2010).

Com base nessa classificação, a classe C representava por volta de 65,8 milhões de pessoas em 2003, ou seja, 37,5% da população, e cerca de 94,9 milhões em 2009, o que corresponde a nada menos do que 50,4% da população. Conforme Neri (2010), a classe C é a classe média no sentido estatístico, isto é, a classe que “aufere, em média, a renda média da sociedade”. Considerando, o alto nível de desigualdade brasileiro, a renda média é alta em relação à mediana. Assim, a classe média está compreendida acima dos 50% mais pobres e abaixo dos 10% mais ricos (NERI, 2010).

⁴ Os tradutores utilizados para as POFs 2002-03 e 2008-09 são disponibilizados, respectivamente, pelo IBGE e pelo Professor Joaquim José Martins Guilhoto, do Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP.

⁵ Unidade de consumo se refere à unidade básica de investigação e análise de orçamentos da POF.

O objetivo aqui é obter uma matriz de “*share*” (29x5) com a composição percentual de consumo das famílias por setor e classe de renda para cada ano⁶. A partir dessa matriz é possível desagregar o vetor (29x1) consumo das famílias da matriz insumo- produto em cinco vetores correspondentes a parcela de consumo de cada classe para cada setor de atividade. Como resultado, obtém-se a matriz E , cujo elemento e_{ik} representa a quantidade total do i -ésimo produto consumido pelo k -ésimo grupo de renda

2.1.4 Desagregação do Vetor de Remunerações

Para descrever a composição da distribuição da renda por classes combinada a origem setorial dessa renda, utiliza-se a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002 e 2008. A partir dos dados da amostra de pessoas da PNAD, são selecionados os trabalhadores ocupados na semana de referência da pesquisa. Então, o trabalhador é classificado em uma das cinco classes de renda definidas anteriormente, de acordo com a renda mensal total do domicílio a qual ele pertence. Esta renda corresponde à soma dos rendimentos mensais de todos os moradores do domicílio.

Uma vez já definida a classe de renda, em uma segunda etapa, utiliza-se a informação do setor de atividade do trabalho principal e, eventualmente, secundário, nos quais o trabalhador recebe seus rendimentos mensais⁷. No caso em que um trabalhador recebe salário do trabalho principal de um setor e do trabalho secundário de outro setor, não há incompatibilidade, pois o objetivo é classificar a massa de salários e não o trabalhador individualmente.

Ainda é preciso ressaltar que o rendimento do trabalho abrange a remuneração bruta no mês de referência da pesquisa para empregados, empregadores, conta própria e trabalhadores domésticos. Dessa forma, não são considerados os rendimentos na forma de bens e serviços produzidos para consumo

⁶ Ver Anexo A3.

⁷ Os setores estabelecidos na PNAD são baseados na CNAE Domiciliar, a qual classifica o mercado de trabalho em 59 grupos. Portanto, é necessário agregar os 59 setores em 29 para garantir a compatibilização com as informações extraídas da POF e da matriz insumo-produto.

próprio e nem pagamentos na forma de benefícios para trabalhadores domésticos e empregados. Em seguida, os rendimentos mensais no caso do trabalho principal são anualizados levando-se em consideração os meses efetivamente trabalhados no ano, enquanto o trabalho secundário foi anualizado multiplicando-se por doze, devido a ausência de informações sobre a quantidade de meses trabalhados neste emprego.

Novamente, o objetivo é obter uma matriz de “*share*” (29x5), mas dessa vez, com a composição percentual da renda paga às famílias por setor e classe de renda para cada ano⁸. A partir dessa matriz, é possível desagregar o vetor (29x1) rendimento das famílias da matriz insumo-produto em cinco vetores correspondentes a parcela da renda recebida por cada classe de cada setor de atividade. Como resultado, obtém-se a matriz R cujo elemento r_{kj} representa a renda do k-ésimo grupo de renda obtida do j-ésimo setor.

2.2 A CURVA DE SALÁRIO

O terceiro objetivo do presente estudo é fornecer uma medida estrutural do grau de flexibilidade salarial por setor de atividade, a partir do modelo econométrico conhecido como curva de salário de Blanchflower e Oswald (1994a).

Inicialmente, um método convencional poderia ser especificado como uma equação salarial simples com a inclusão da variável explicativa taxa de desemprego, conforme a equação (14).

$$\ln W_{irt} = \alpha \ln U_{rt} + \beta X_{irt} + d_r + f_t + e_{irt} \quad (14)$$

onde:

$\ln W_{irt}$ é o logaritmo neperiano do salário do indivíduo i no estado r no período t;

$\ln U_{rt}$ é o logaritmo neperiano da taxa de desemprego no estado r no período t;

⁸ Ver Anexo A4.

X_{irt} é o conjunto de características mensuráveis (como idade, cor, sexo, educação) do indivíduo i no estado r no período t ;

d_r e f_t são as *dummies* de estado e de tempo, respectivamente; e

e_{irt} é o termo residual.

O coeficiente “ α ” representa a elasticidade do salário em relação à taxa de desemprego e, ao mesmo tempo, uma medida do grau de flexibilidade salarial. De acordo com Blanchflower e Oswald (1994a), a expectativa é que “ α ” seja negativo, o que confirmaria a evidência de que os salários são menores em lugares onde a taxa de desemprego é maior.

Mas como se sabe, o salário é uma variável observada individualmente, enquanto a taxa de desemprego é captada regionalmente. Em razão disso, o componente de erro (e_{irt}) pode estar positivamente correlacionado para pessoas da mesma região. Isso ocorre porque indivíduos no mesmo mercado de trabalho tendem a compartilhar um mesmo componente de variância, que não é inteiramente captado nem por suas características mensuráveis e nem pela taxa de desemprego local.

Conforme Moulton (1986), este tipo de problema pode levar a erros padrões da taxa de desemprego viesados para baixo. Além disso, segundo Card (1995), a diferença de agregação das variáveis faz com que os graus de liberdade envolvidos na estimação da equação de salário sejam menores do que o número de observações salariais individuais.

Para evitar o problema de agregação da variável explicativa, Blanchflower e Oswald (1994a) utilizam o método “*cell means*”. Este método consiste em criar compartimentos na amostra, tomando o salário médio de uma região no tempo, juntamente com a média das variáveis referentes às características dos indivíduos desse local, e, em seguida, fazer a regressão destas contra a taxa de desemprego regional, o que garante o mesmo nível de agregação entre salário e desemprego.

$$\ln \overline{W}_{rt} = \alpha \ln U_{rt} + \beta \overline{X}_{rt} + d_r + f_t + e_{rt} \quad (15)$$

O *cell means*, no entanto, implica na perda da variância das características individuais, podendo tornar imprecisas as estimativas das variáveis de controle devido à agregação pela média. Em razão disso, Card (1995) propõe um método alternativo chamado “painel em dois passos”.

No primeiro passo, estima-se a curva de salário expressa pela equação (14) sem a inclusão do logaritmo da taxa de desemprego ($\ln U_{rt}$). Tem-se, então, a equação salarial (16), na qual são mantidos os controles de efeito fixos de tempo (f_t) e de estado (d_r). As *dummies* de tempo captam as diferenças dos salários para cada ano, enquanto as *dummies* de estado captam as diferenças salariais locais.

$$\ln W_{irt} = \beta X_{irt} + d_r + f_t + df_{rt} + e_{irt} \quad (16)$$

Adicionalmente, são inseridas na equação (16) as *dummies* de interação (df_{rt}) para captar os diferenciais salariais em relação ao ano e estado de referência nos quais os controles fixos são omitidos, pois os efeitos fixos de estado podem estar sendo afetados de forma diferente pelos efeitos fixos de tempo. Estes diferenciais carregam as influências que não foram captadas pelas outras variáveis da regressão e espera-se com isso que grande parte da diferença dos salários possa ser explicada pela taxa de desemprego omitida da equação.

Em seguida, os coeficientes das *dummies* de interação obtidos na equação (16) são regredidos como variável dependente no segundo passo contra as 208 taxas de desemprego (26 estados e 8 anos) evitando-se os problemas assinalados por Card (1995), como segue na equação (17).

$$\ln W_{rt} = \alpha \ln U_{rt} + d_r + f_t + e_{rt} \quad (17)$$

Novamente, são acrescentados os controles de tempo e estado para captação de possíveis quebras estruturais dos coeficientes de elasticidade do salário em relação à taxa de desemprego ao longo do período de análise, bem como dos efeitos cíclicos da taxa de desemprego.

2.2.1 Viés de seleção

As estimativas obtidas pelo método de Card (1995) são teoricamente mais confiáveis, pois levam em consideração as correções dos problemas econométricos apontados no método simples, equação (14), e no método *cell means*, equação (15). Entretanto, o problema de estimar a equação de salários para os indivíduos é que não se observa o salário para toda a amostra, mas sim, apenas para aqueles que trabalham, ocasionando viés de seleção (HECKMAN, 1979).

Uma das origens desse viés é que, para algumas pessoas, seria vantajoso trabalhar se o salário potencial recebido fosse maior que o salário reserva. Uma vez que o salário reserva não é captado pelo questionário da PNAD, a omissão desta variável pode tornar as estimativas da equação de salários viesadas. A correção implementada no presente estudo para esse problema é semelhante a utilizada por Carvalho, Neri e Silva (2006), que é baseada em um resumo de trabalhos de Heckman (1979) e Kassouf (1994).

O procedimento consiste em, primeiro, estimar uma equação de participação para obter a probabilidade do indivíduo trabalhar conforme algumas variáveis explicativas. O modelo utilizado é o *probit* com a incorporação do plano amostral para trabalhadores entre 18 e 65 anos. A variável dependente assume o valor “1” se o indivíduo tem rendimento (ocupado) e “0” caso contrário (desocupados ou inativos). As variáveis explicativas usadas são: escolaridade em anos de estudo; escolaridade ao quadrado; experiência; experiência ao quadrado; chefe de família; e filho.

A partir dos coeficientes obtidos da equação de participação do modelo *probit*, calcula-se a variável lambda (ou razão inversa de Mills), a qual descreve a probabilidade do indivíduo estar ocupado. Em seguida, essa variável é adicionada no primeiro passo da equação de salários do modelo painel em dois passos, equação (16). Espera-se, com isso, corrigir possíveis efeitos do viés de seleção.

2.2.2 Especificação: curva de salário ou curva de Phillips?

Além do viés de seleção, ainda existe um problema a se considerar conforme apontado por Card e Hyslop (1996). Os autores argumentam que a variação dos salários também depende da taxa de desemprego, pois o salário real cresce mais rápido em mercados de trabalho com baixo desemprego, e diminui mais rápido em mercados de trabalho com alto desemprego, algo que descreveria um ajustamento com base em uma Curva de Phillips, ao invés de um lócus de equilíbrio como descrito pela Curva de Salário.

Blanchflower e Oswald (2005), no artigo “*The Wage Curve Reloaded*”, também reconhecem a necessidade de analisar com mais cuidado a natureza auto regressiva dos salários, dado que os salários são “pegajosos” (*stickies*), sendo difícil distinguir entre os efeitos de curto prazo e de longo prazo que interagem sobre eles. Assim, para os autores, a forma apropriada de identificar tais efeitos é utilizar um modelo com especificação híbrida entre as Curvas de Phillips e de Salário, como proposto por estudos de Blanchard e Katz (1997, 1999).

A equação (18) descrita com base nesses autores é uma forma de representar este tipo de modelo híbrido. No caso do parâmetro de ajustamento λ ser igual à zero, esta equação representa uma Curva de Phillips padrão.

$$(w_t - w_{t-1}) = a + (p_t^e - p_{t-1}) - \lambda (w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) - \beta u_t + \mathcal{E}_t \quad (18)$$

onde:

a é o intercepto;

w_t é o salário nominal;

y é o logaritmo do nível de produtividade;

p é o nível de preços da economia;

λ é um parâmetro que capta a influência do salário real e da produtividade;

u_t é a taxa de desemprego.

Atribuindo um índice regional “ r ”, a equação anterior pode ser reescrita como a equação (19), a seguir.

$$\Delta w_{r,t} = a_r + \Delta p_t^e - \lambda (w_{r,t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) - \beta u_{r,t} + \mathcal{E}_{r,t} \quad (19)$$

Essa equação pode ser estimada com dados em painel. Basta substituir todos os termos que não variam no tempo, mas são comuns em todos os mercados, por efeitos fixos de tempo (SANTOLIN, ANTIGO, 2009). Para melhor compreensão, a equação (19) pode ser reescrita, substituindo $\Delta w_{rt} = w_{r,t} - w_{r,t-1}$, da seguinte forma:

$$w_{r,t} = a_r + (1 - \lambda) w_{r,t-1} - \beta u_{r,t} + d_t + \mathcal{E}_{r,t} \quad (20)$$

onde:

$w_{r,t}$ é o log do salário nominal na região r e no tempo t;

$u_{r,t}$ é a taxa de desemprego na região r e no tempo t;

d_t são *dummies* de tempo

Se $\lambda = 1$, isto é, a expressão $(1 - \lambda)$ for igual a 0, a especificação de uma curva de salário padrão, proposta por Blanchflower e Oswald (1994a), seria suficiente. Entretanto, se $\lambda = 0$, isto é, a expressão $(1 - \lambda)$ for igual a 1, a conclusão é que a Curva de Phillips padrão poderia ser estimada sem problemas, pois a Curva de Salário não acrescentaria nenhuma informação relevante.

Diante da possibilidade empírica dos dois casos serem alcançados, a equação (20) é, portanto, um modelo híbrido entre a Curva de Phillips e a Curva de Salário. Então, no caso intermediário, onde $0 \leq \lambda \leq 1$, tem-se uma Curva de Salário Dinâmica, em que o impacto de mudanças regionais passadas do desemprego tem efeitos superiores a um período e, conseqüentemente, a elasticidade de longo prazo do desemprego pode ser expressa por: β / λ .

2.2.3 Endogeneidade entre salário e desemprego

O modelo econométrico especificado na equação (20) consiste em estimar a mudança no logaritmo nominal dos salários em cada região em função da taxa de desemprego e do salário nominal defasado, no qual o coeficiente auto regressivo

captura a dinâmica dos salários. Contudo, isso não resolve outro problema importante, que é a endogeneidade entre salário e desemprego.

Conforme Blanchflower e Oswald (2005), qualquer economista pode argumentar que ambas as variáveis são simultaneamente determinadas. Isso acontece porque a curva de salário estima o efeito de taxas de desemprego sobre os ganhos individuais, mas os níveis salariais também poderiam afetar a oferta e demanda por trabalho e, portanto, o nível de desemprego. Portanto, existem alguns problemas econométricos em estimar a equação (20):

- 1) Devido a possibilidade de haver causalidade em ambos os sentidos entre salário e desemprego, estes regressores podem estar correlacionados com o termo de erro, tornando $\mathcal{E}_{r,t}$ endógeno.
- 2) Os efeitos fixos, isto é, as características dos estados ou indivíduos que não variam no tempo, podem estar correlacionados com as variáveis explicativas, estando camuflados dentro do termo de erro $\mathcal{E}_{r,t}$.
- 3) A presença da variável dependente defasada $w_{r,t-1}$ gera autocorrelação, devido a heterogeneidade específica de cada região.
- 4) Os dados do painel possuem curta dimensão no tempo ($t = 8$ anos) e uma maior dimensão espacial ($r = 26$ estados).

Para resolver o problema 1, poderia se utilizar o método de Variáveis Instrumentais (IV) por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS). Nesse caso seria necessário encontrar instrumentos exógenos e verificar se eles são fracos ou não. A outra opção é estimar a curva de salário pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM) com base em Arellano e Bond (1991) usando níveis defasados da variável explicativa $u_{r,t}$, tornando as variáveis endógenas pré-determinadas e, com isso, não correlacionadas com $\mathcal{E}_{r,t}$.

Para resolver o problema 2, o GMM-AB utiliza a primeira diferença, removendo os efeitos fixos. Já o problema 3, é resolvido com técnicas de variáveis instrumentais que incluem recursivamente os valores defasados das variáveis endógenas do modelo ($u_{r,t}$). Por fim, o GMM-AB é um procedimento padrão utilizado

para estimar painéis dinâmicos de curto período e amplo número de *cross sections*, que é o caso do presente estudo, descrito no problema 4.

Em razão disso, o quarto e último método de estimação da curva de salário que o presente estudo propõe é, painel dinâmico estimado por um GMM em diferença, baseado em Arellano e Bond (1991), conforme Santolin e Antigo (2009). O modelo é especificado conforme a equação (21). Serão utilizadas as 208 médias anuais estaduais dos salários nominais hora em função das 208 taxas de desemprego estaduais anuais, com dummies de tempo.

$$\Delta w_{rt} = \gamma \Delta w_{r,t-1} + \Delta \beta u_{r,t} + \Delta d_{0t} + \Delta \mathcal{E}_{r,t} \quad (21)$$

Dado que $\gamma = 1 - \lambda$, então o grau de flexibilidade salarial de longo prazo é expresso pela seguinte expressão:

$$\alpha = (\beta / \lambda) = (\beta / 1 - \gamma) \quad (22)$$

A estimação é realizada em duas etapas. Na primeira, assume-se que $\mathcal{E}_{r,t}$ seja independente e homocedástico tanto entre as unidades r quanto entre os períodos t e, no segundo, as hipóteses de homocedasticidade e independência são relaxadas de modo que os resíduos obtidos na primeira etapa são usados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância.

A presença de autocorrelação poderia tornar os instrumentos inválidos. Portanto, Arellano e Bond (1991) sugerem um teste de segunda ordem sobre os resíduos, sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Além disso, a consistência do estimador GMM depende da exogeneidade dos valores defasados das variáveis explicativas. Para avaliar se os instrumentos são exógenos utiliza-se o teste de Hansen para sobreidentificação, sob a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

2.2.4 Fonte e descrição dos dados

A fonte dos dados utilizada nas estimações da curva de salário é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos 2002 a 2009. Buscando maior homogeneidade, são eliminados da amostra os residentes no Distrito Federal e mantidos os trabalhadores assalariados e conta própria do setor privado, sendo que para os primeiros foram considerados a mão de obra com e sem carteira de trabalho, incluindo trabalhadores domésticos, com informações da ocupação principal. Compõe a amostra 624.082 indivíduos entre 18 e 65 anos, ocupados na semana de referência em 26 estados.

Com base na classificação de área censitária estabelecida pela PNAD, ressalta-se que foram mantidos na amostra apenas trabalhadores residentes em áreas metropolitanas e municípios auto representativos, isto é, aqueles municípios com probabilidade maior do que um de estarem na amostra, o que garante sua representatividade estatística ao longo da análise. Além disso, por ser uma pesquisa com amostragem complexa em múltiplos estágios, é preciso declarar o plano amostral da PNAD antes de algumas estimações, o que garante estimativas mais eficientes.

A principal variável de interesse, o salário nominal mensal referente ao trabalho principal, é deflacionado anualmente de acordo com o Índice Nacional de Preço ao Consumidor (INPC), adaptado por Corseuil e Foguel (2002), com base em valores monetários do ano de 2009. Depois, para a obtenção do salário hora, divide-se o salário mensal pelas horas semanais trabalhadas, multiplicadas por 4,33. Com isso, a variável dependente é definida como o logaritmo do salário real hora. Por sua vez, a variável explicativa é o logaritmo da taxa de desemprego desagregada para os 26 estados, obtida por meio da razão entre desocupados e a População Economicamente Ativa (PEA) de cada estado.

A seguir, a Tabela 2 traz a análise descritiva anual dos salários e da taxa de desemprego, as duas principais variáveis do modelo.

Tabela 2 – Estatística descritiva anual do salário e da taxa de desemprego.

| Observações | | Salário real hora | | Taxa de desemprego | |
|--------------|---------|-------------------|-------------|--------------------|-------------|
| Ano | Freq. | Média | Erro Padrão | Média | Erro Padrão |
| 2002 | 72.284 | 5,33 | 9,00 | 10,8% | 2,4% |
| 2003 | 71.978 | 5,11 | 16,95 | 11,8% | 2,4% |
| 2004 | 75.883 | 5,01 | 16,74 | 10,8% | 3,0% |
| 2005 | 79.528 | 5,29 | 11,67 | 11,0% | 2,6% |
| 2006 | 80.843 | 5,50 | 11,06 | 9,9% | 2,3% |
| 2007 | 80.571 | 5,90 | 12,42 | 9,8% | 2,7% |
| 2008 | 80.281 | 5,77 | 10,08 | 8,5% | 2,5% |
| 2009 | 82.714 | 5,99 | 15,15 | 9,4% | 2,4% |
| TOTAL | 624.082 | | | | |

Nota: A média da taxa de desemprego é referente à média das taxas de desemprego nos 26 Estados da Federação, exceto o Distrito Federal.

Fonte: Elaboração própria

Para a composição das variáveis com as características dos trabalhadores “ X_{irt} ”, o presente estudo utiliza *dummies* individuais para sexo, cor (branco e não brancos), condição na família (chefe e não chefe), qualificação⁹ (não qualificados, semi-qualificados e qualificados), carteira assinada (formal e informal), setor de atividade (Primário, Secundário, Terciário, Outro) e faixa etária (18 a 25 anos, 26 a 35 anos, 36 a 45 anos, 46 a 55 anos, mais de 55 anos de idade).

Serão feitos dois tipos de estimações, primeiro, com a amostra completa para o Brasil, e, em seguida, estimações para cada setor de atividade separadamente. Diante da reduzida quantidade de observações disponíveis em determinados setores, algumas correções precisam ser feitas na amostra antes das estimações setoriais, conforme descrito no subcapítulo 2.2.6.

2.2.5 Estimções agregadas

Visando corrigir alguns problemas econométricos e comparar os resultados, o presente estudo estima cinco curvas de salário para o Brasil.

⁹ Os indivíduos são classificados como “não qualificados” (sem instrução até 3 anos de estudo), “semiquilificados” (4 a 14 anos) e “qualificados” (15 anos ou mais de estudo).

1. Cell Means - Painel simples (OLS), com *dummies* de tempo e características médias estaduais dos trabalhadores.
2. Cell Means - Painel dinâmico (GMM – AB), com *dummies* de tempo.
3. Painel em dois passos (OLS), com *dummies* de tempo, de estado e de características dos trabalhadores.
4. Painel em dois passos com correção de Heckman, com *dummies* de tempo, de estado e de características dos trabalhadores.
5. Painel em dois passos dinâmico (com GMM-AB no passo 2), com *dummies* de tempo.

O primeiro, o terceiro e o quinto método são os mesmos especificados, respectivamente, nas equações (15), (16 e 17) e (21). Já o modelo 4 traz a correção de Heckman para o método 3. E, por fim, o segundo método é uma aplicação do GMM-AB, descrito na equação (21). Vale ressaltar que os modelos em painel em dois passos são estimados por um painel de indivíduos *pooled* com dados empilhados, ao invés de “painel verdadeiro”, já que a PNAD não acompanha o mesmo indivíduo ao longo do tempo.

O *cell means*, como visto anteriormente, implica na perda da variância das características individuais. O método painel em dois passos de Card (1995) corrige esse problema, mas pode estar sujeito a um problema de viés de seleção do tipo apontado por Heckman (1978) em equações de salário. Por isso, o modelo 3 leva em consideração a correção proposta por este autor. Contudo, nem o método *cell means*, nem o painel em dois passos lidam com os problemas de natureza auto-regressiva dos salários e de endogeneidade entre salário e desemprego. Por isso, são utilizados painéis dinâmicos estimados por GMM-AB nos modelos 2 e 5, respectivamente, para correção deste tipo de problema. Os resultados das curvas de salário para o Brasil estão no subcapítulo 3.3.1.

2.2.6 Estimações setoriais

Apesar da grande abrangência demográfica da PNAD, a estrutura produtiva de determinados setores tende a se concentrar em estados específicos. Portanto, em termos setoriais, a utilização do método painel em dois passos se torna inviável

diante da quantidade de variáveis especificadas no primeiro passo do modelo, conforme a equação (16), principalmente, devido às *dummies* de interação entre ano e estado. Dessa forma, além de agregar 29 setores em 17, conforme o Anexo A2, também são retirados da amostra setorial os estados com baixa representatividade, isto é, aqueles estados que combinassem poucas observações em termos absolutos e, ao mesmo tempo, em termos percentuais (entre 1% a 3% da amostra setorial).

Por exemplo, conforme observado na Tabela 3, do total de trabalhadores da amostra do setor automobilístico, 86,7% estão representados em apenas seis estados. O restante dos estados são excluídos da amostra devido à baixa representatividade de observações, o que resulta, inevitavelmente, em um painel no segundo passo com apenas seis observações anuais dos salários a serem regredidos contra as taxas de desemprego estaduais. Isso acontece mesmo após a agregação para 17 setores.

Tabela 3 – Representatividade individual e estadual na amostra por setor

| Setor | Nº de Observações | Represent. % | Nº de Estados |
|--|-------------------|---------------|---------------|
| 1 Agropecuária | 12.992 | 88,8% | 15 |
| 2 Mineração, Petróleo e Gás | 4.670 | 79,0% | 10 |
| 3 Siderurgia e Metalurgia | 9.108 | 84,2% | 9 |
| 4 Máquinas, Eletroeletrônicos e equipamentos | 13.752 | 89,1% | 10 |
| 5 Automóveis, outros veículos, material de transp. | 5.217 | 86,7% | 6 |
| 6 Madeira, mobiliário, papel, celulose, gráfica, plást. | 6.903 | 85,7% | 11 |
| 7 Químicos diversos, Refino de petróleo e álcool | 6.377 | 87,3% | 9 |
| 8 Indústrias diversas | 10.903 | 84,4% | 10 |
| 9 Têxtil, Vestuário, Calçados | 25.073 | 89,8% | 11 |
| 10 Indústria alimentícia | 11.896 | 80,9% | 10 |
| 11 Administração pública e serviços de utilidade púb. | 28.776 | 91,0% | 18 |
| 12 Construção civil | 50.350 | 90,8% | 16 |
| 13 Comércio | 139.443 | 100,0% | 26 |
| 14 Transportes, armazenamento, correio | 34.004 | 90,6% | 14 |
| 15 Aluguel, serviços imobiliários e instituições financ. | 19.134 | 87,0% | 10 |
| 16 Outros serviços | 171.764 | 100,0% | 26 |
| 17 Serviços prestados às empresas | 38.057 | 89,4% | 13 |
| BRASIL | 624.082 | 100,0% | 26 |

FONTE: elaboração própria.

Por sua vez, a utilização alternativa de um painel dinâmico por GMM-AB como proposto na equação (21) enfrenta um problema de proliferação dos instrumentos para os mesmos setores com pouca representatividade estadual, dado que na ausência de uma variável instrumental, são utilizados valores defasados das variáveis endógenas do modelo como instrumentos. Uma possível solução para esse obstáculo seria usar uma variável instrumental adicional, por exemplo, com os benefícios médios de seguro-desemprego semanais estaduais pagos aos trabalhadores, como utilizado por Blanchflower e Oswald (2005). Tal solução não é implementada no presente estudo, mas deve ser considerada em análises mais específicas sobre a curva de salário.

Conforme Nijkamp e Poot (2005), de dezessete estudos analisados sobre curva de salários entre 1990 e 2001, incluindo Blanchflower e Oswald (1990, 1994ab), menos de 10% utilizaram variáveis instrumentais para controlar a endogeneidade da taxa de desemprego. Levando isso em consideração, no presente estudo optou-se pelo método original *cell means* por painel simples de Blanchflower e Oswald (1994ab), devido à menor demanda por observações. Apesar dos problemas já mencionados, este método é capaz de fornecer estimativas para uma meta-análise estrutural, além de permitir uma análise comparativa por meio do ordenamento dos setores mais flexíveis.

2.3 META-ANÁLISE

Finalmente, o quarto objetivo do presente estudo é regredir o viés percentual setorial do emprego estimado no modelo insumo-produto, do capítulo 3.1, em função do grau de flexibilidade salarial, do capítulo 3.2, e de outras sete variáveis estruturais adicionais, em termos de variação percentual entre 2002 e 2008:

- viés percentual do modelo = viés de emprego absoluto / emprego total efetivo 2008;
- grau de flexibilidade salarial = coeficiente de elasticidade da taxa de desemprego da regressão *duplo-log* na curva de salário;

- relação capital-trabalho (KL) = excedente operacional bruto / salários;
- participação das exportações nas vendas totais (XDf) = exportação de bens e serviços / demanda final;
- participação das famílias nas vendas totais (CfDf) = consumo das famílias / demanda final;
- penetração das importações no consumo total (IMDt) = importações / demanda total;
- proporção do consumo intermediário na demanda total (CIDt) = consumo intermediário / demanda total;
- proporção do investimento na demanda total (InvDt) = formação bruta de capital fixo / demanda total.
- coeficiente direto de emprego (L) = número de trabalhadores diretamente empregados no setor / produção total do setor

São estimadas 8 regressões, em todas elas, com o viés percentual do modelo no papel de variável dependente e o grau de flexibilidade salarial como variável independente. Em 7 regressões serão utilizados pares de variáveis explicativas formados pelo grau de flexibilidade salarial e, adicionalmente, cada uma das sete variáveis estruturais descritas anteriormente, em termos de variação percentual. A principal expectativa é que os setores com maior grau de flexibilidade salarial estejam relacionados àqueles com maior viés.

3 – DISCUSSÕES E RESULTADOS

3.1 MUDANÇAS NA ESTRUTURA DE CONSUMO E DA RENDA

Nos últimos anos, o consumo das famílias tem representado uma fatia de aproximadamente 60% do PIB brasileiro. A Tabela 4 traz os ganhos e as perdas de participação (2002-2008), por setor, de cada classe de renda nessa importante fatia.

Tabela 4 – Alteração na Composição do Consumo 2002-2008 (pontos percentuais).

| Setor | Classes de renda | | | | |
|--|------------------|-------|-------|-------|-------|
| | A | B | C | D | E |
| 1 Agropecuária | -0,8% | -0,3% | 6,9% | -1,7% | -4,1% |
| 2 Extrativa mineral | 0,2% | -1,1% | 6,8% | -1,7% | -4,3% |
| 3 Petróleo e gás | - | - | - | - | - |
| 4 Minerais não metálicos | 10,5% | 1,5% | -4,9% | -3,5% | -3,6% |
| 5 Siderurgia e Metalurgia | 4,6% | -2,2% | 2,9% | -1,9% | -3,4% |
| 6 Máquinas e equipamentos | -8,5% | -0,4% | 4,6% | 2,1% | 2,2% |
| 7 Eletroeletrônicos | 0,6% | -1,8% | 3,4% | -1,1% | -1,1% |
| 8 Automóveis, caminhões e ônibus | -0,4% | -1,9% | 2,4% | 0,2% | -0,3% |
| 9 Equipamentos de transporte e autopeças | -2,2% | -1,3% | 3,2% | 0,7% | -0,3% |
| 10 Produtos de Madeira | 4,4% | 5,5% | -5,4% | -2,4% | -2,0% |
| 11 Celulose, papel e gráfica | 0,9% | -0,6% | -0,1% | 1,1% | -1,3% |
| 12 Indústria da borracha e Artigos Plásticos | -3,2% | 0,0% | 3,1% | 1,0% | -0,8% |
| 13 Refino de petróleo, álcool e elem. quím. | -4,3% | -0,6% | 5,5% | 0,2% | -0,8% |
| 14 Químicos diversos | -6,5% | -1,5% | 16,2% | -2,6% | -5,6% |
| 15 Farmácia e veterinária | -1,7% | -1,0% | 4,3% | -0,2% | -1,4% |
| 16 Indústria têxtil | 1,3% | -1,2% | 1,5% | -0,9% | -0,8% |
| 17 Artigos de vestuário | -1,1% | -1,2% | 3,4% | -0,3% | -0,7% |
| 18 Fabricação de calçados | 2,5% | -1,6% | 2,0% | -1,6% | -1,3% |
| 19 Indústria alimentícia | -1,0% | -0,4% | 4,9% | -1,4% | -2,0% |
| 20 Indústrias diversas | -1,0% | -0,3% | 2,0% | -0,3% | -0,5% |
| 21 Serviços de utilidade pública | -1,8% | -0,9% | 4,0% | -0,4% | -0,9% |
| 22 Construção civil | 1,9% | -4,1% | 4,5% | 1,6% | -3,8% |
| 23 Comércio | - | - | - | - | - |
| 24 Transportes | -2,1% | -1,2% | 4,5% | 0,1% | -1,3% |
| 25 Instituições financeiras | -8,1% | -1,9% | 7,9% | 1,7% | 0,3% |
| 26 Outros serviços | -2,5% | -1,4% | 4,4% | -0,1% | -0,4% |
| 27 Serviços prestados às empresas | -12,0% | -0,4% | 11,0% | 0,9% | 0,4% |
| 28 Serviços imobiliários e aluguel | -0,2% | -3,1% | 3,3% | 0,9% | -0,9% |
| 29 Administração pública | - | - | - | - | - |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados das POFs (2002-03 e 2008-09).

A tabela anterior é construída a partir da variação dos percentuais de consumo de cada classe de renda, por setor de atividade, das matrizes de *share* extraídas das POFs (2002-03) e (2008-09). Os pontos percentuais positivos correspondem às classes de renda que aumentaram sua participação no consumo entre 2002 e 2008. *Ceteris paribus*, o ganho de participação de uma classe em um setor implica na redução da participação de outra classe no mesmo setor, ou seja, a soma dos percentuais de cada linha deve ser zero¹⁰.

Dessa forma, a Tabela 4 revela um crescimento expressivo da participação da classe C na maioria dos setores. Em contraposição, é perceptível a perda de participação das demais classes em diversos setores. De um lado, a perda de participação das classes A e B reforçam as evidências em favor de redução da desigualdade. Do outro lado, a perda de participação das classes D e E, ao contrário do que possa parecer, não está relacionada à piora de sua condição de consumo, mas sim, possivelmente, à sua ascensão de renda, isto é, à saída dessas pessoas em direção à classe C, cerca de 40 milhões, conforme estimativas da OCDE (2013).

Observa-se que essa classe média obteve maiores ganhos de participação no consumo em setores como Químicos Diversos, Instituições Financeiras, Agropecuária, Extrativa Mineral e Serviços Prestados às Empresas que abrange desde serviços mais complexos de advocacia, contabilidade, cartório, até serviços de vigilância e fotocópia.

Em seguida, a Tabela 5 traz a alteração na composição setorial dos rendimentos do trabalho pagos a cada classe de renda, com base nas PNADs de 2002 e 2008. Aqui fica evidente o protagonismo da classe C, no processo de crescimento da apropriação da renda gerada. Entre os dez setores destacados que mais aumentaram sua participação na remuneração dos trabalhadores da classe C, destacaram-se: Eletroeletrônicos, Indústrias Diversas, Extrativa Mineral, Farmácia e Veterinária, Fabricação de Calçados, Siderurgia e Metalurgia, Construção Civil e Agropecuária.

¹⁰ As despesas de consumo nos setores de Petróleo e gás, Comércio e Administração Pública não são captadas pelas POFs e seus respectivos tradutores. Em razão disso, para estes setores são utilizadas a média do percentual de consumo do Brasil para cada classe.

Tabela 5 – Alteração na Composição da Renda 2002-2008 (pontos percentuais).

| Setor | Classes de renda | | | | |
|--|------------------|-------|-------|-------|-------|
| | A | B | C | D | E |
| 1 Agropecuária | -1,8% | 1,7% | 7,9% | -1,2% | -6,7% |
| 2 Extrativa mineral | 3,3% | -4,5% | 12,0% | -4,6% | -6,2% |
| 3 Petróleo e gás | -2,1% | 2,9% | 2,4% | -1,7% | -1,4% |
| 4 Minerais não metálicos | 0,3% | 1,4% | 7,9% | -4,4% | -5,3% |
| 5 Siderurgia e Metalurgia | -8,3% | 2,7% | 8,1% | -0,9% | -1,6% |
| 6 Máquinas e equipamentos | 1,9% | 0,3% | -1,2% | -0,6% | -0,4% |
| 7 Eletroeletrônicos | -18,6% | 5,2% | 14,1% | -0,4% | -0,3% |
| 8 Automóveis, caminhões e ônibus | -10,3% | 6,4% | 5,0% | -1,2% | 0,0% |
| 9 Equipamentos de transporte e autopeças | 5,4% | 0,2% | -3,1% | -1,0% | -1,5% |
| 10 Produtos de Madeira | 3,8% | -0,2% | -1,9% | 0,6% | -2,3% |
| 11 Celulose, papel e gráfica | 1,0% | 1,2% | -0,9% | 0,7% | -2,0% |
| 12 Indústria da borracha e Artigos Plásticos | -3,0% | -0,3% | 3,6% | 1,0% | -1,3% |
| 13 Refino de petróleo, álcool e elem. quím. | -4,8% | 1,2% | 4,0% | 0,3% | -0,7% |
| 14 Químicos diversos | -10,1% | 1,9% | 7,9% | 1,1% | -0,9% |
| 15 Farmácia e veterinária | -14,1% | 4,6% | 9,4% | 0,4% | -0,2% |
| 16 Indústria têxtil | 4,2% | 0,3% | 3,4% | -5,7% | -2,2% |
| 17 Artigos de vestuário | -0,2% | 1,3% | 3,2% | -1,9% | -2,4% |
| 18 Fabricação de calçados | -4,3% | 0,4% | 9,2% | -4,3% | -1,0% |
| 19 Indústria alimentícia | -4,1% | -1,0% | 7,8% | -1,9% | -0,8% |
| 20 Indústrias diversas | -9,5% | -2,4% | 13,5% | -1,0% | -0,6% |
| 21 Serviços de utilidade pública | -6,6% | 5,5% | 3,0% | -0,8% | -1,1% |
| 22 Construção civil | -2,3% | 1,2% | 8,0% | -2,9% | -4,0% |
| 23 Comércio | -0,9% | 0,6% | 2,8% | -1,3% | -1,2% |
| 24 Transportes | -1,1% | 1,1% | 2,9% | -1,7% | -1,2% |
| 25 Instituições financeiras | 1,8% | 0,3% | -2,5% | 0,4% | 0,0% |
| 26 Outros serviços | -2,8% | 0,4% | 5,1% | -1,1% | -1,6% |
| 27 Serviços prestados às empresas | -6,1% | 0,7% | 5,7% | -0,2% | -0,1% |
| 28 Serviços imobiliários e aluguel | -0,2% | 1,7% | 1,6% | -1,7% | -1,3% |
| 29 Administração pública | 4,1% | 0,1% | -2,2% | -1,2% | -0,8% |

FONTE: Elaboração própria com base nos dados das PNADs (2002 e 2008).

Os resultados da classe C descritos nas Tabelas 4 e 5 confirmam a expectativa de expressivos ganhos em participação tanto no consumo, quanto na renda, estando em consonância com os indícios econômicos e demográficos apontados por Neri (2010). Vale lembrar que estes resultados refletem mudanças em um período curto, de apenas seis anos, mas que é marcado por um modelo de política econômica, fortemente, direcionado à expansão do consumo das famílias e, caracterizado, pela ascensão de renda da classe média.

3.2 RESULTADOS DO MODELO INSUMO-PRODUTO

Após estimar e decompor setorialmente o emprego total gerado da economia por meio do modelo Leontief-Miyazawa, conforme as equações (10.1), (10.2) e (10.3), os resultados estão expostos nos dois capítulos seguintes. Os efeitos direto e indireto são analisados em conjunto, pois o objetivo principal é verificar as alterações no efeito induzido.

3.2.1 Variação no emprego direto e indireto gerado (2002-2008)

Utilizando o Modelo L.M. para 2002 e 2008, por meio das equações (10.1) e (10.2), inicialmente, estima-se a quantidade de emprego gerada direta e indiretamente, com base na interação entre os coeficientes técnicos de produção (A) e no vetor de coeficientes de emprego (L). A Tabela 6 traz, além destes resultados, a diferença na quantidade de emprego estimada para o período. A análise de ranqueamento das maiores variações setoriais mostra que os setores que mais geraram empregos diretos e indiretos foram Administração Pública, líder nos dois períodos, a Agropecuária, que perdeu duas posições e a Construção Civil, que assumiu a vice-liderança.

Em relação à variação percentual entre os períodos, a maioria dos setores obteve crescimento, com destaque para Refino de Petróleo, Álcool e Elementos Químicos, Petróleo e Gás, Indústria Têxtil, Serviços Imobiliários e Máquinas e Equipamentos Eletrônicos. As exceções para o período são os setores de Fabricação de Calçados, provavelmente, em razão do aumento de importação de calçados; o setor Agropecuário, em razão da redução do seu coeficiente de emprego, devido a ganhos de produtividade; e o setor Produtos de Madeira.

Tabela 6 – Variação do Emprego Direto e Indireto (2002 e 2008).

| Setor | Emprego Direto e Indireto estimado | | | Rank | Rank | Rank |
|--|------------------------------------|------------|------------|------|------|------------|
| | 2002 | 2008 | Variação % | 2002 | 2008 | Variação % |
| 1 Agropecuária | 6.232.460 | 6.156.484 | -1,2% | 2 | 4 | 27 |
| 2 Extrativa mineral | 185.712 | 207.154 | 11,5% | 18 | 19 | 25 |
| 3 Petróleo e gás | 14.430 | 32.805 | 127,3% | 29 | 29 | 2 |
| 4 Minerais não metálicos | 392.632 | 504.961 | 28,6% | 12 | 11 | 15 |
| 5 Siderurgia e Metalurgia | 622.830 | 856.302 | 37,5% | 8 | 8 | 11 |
| 6 Máquinas e equipamentos | 406.323 | 654.435 | 61,1% | 10 | 9 | 5 |
| 7 Eletroeletrônicos | 167.329 | 244.428 | 46,1% | 19 | 16 | 8 |
| 8 Automóveis, caminhões e ônibus | 46.230 | 69.073 | 49,4% | 26 | 27 | 7 |
| 9 Equipamentos de transporte e autopeças | 202.079 | 316.682 | 56,7% | 16 | 14 | 6 |
| 10 Produtos de Madeira | 362.636 | 342.246 | -5,6% | 13 | 13 | 28 |
| 11 Celulose, papel e gráfica | 80.131 | 104.335 | 30,2% | 23 | 24 | 14 |
| 12 Indústria da borracha e Artigos Plásticos | 162.910 | 225.770 | 38,6% | 20 | 18 | 10 |
| 13 Refino de petróleo, álcool e elem. quím. | 34.410 | 87.916 | 155,5% | 28 | 25 | 1 |
| 14 Químicos diversos | 109.354 | 127.937 | 17,0% | 22 | 22 | 22 |
| 15 Farmácia e veterinária | 38.319 | 44.183 | 15,3% | 27 | 28 | 24 |
| 16 Indústria têxtil | 189.581 | 225.815 | 19,1% | 17 | 17 | 20 |
| 17 Artigos de vestuário | 71.998 | 123.780 | 71,9% | 24 | 23 | 3 |
| 18 Fabricação de calçados | 227.522 | 165.916 | -27,1% | 15 | 20 | 29 |
| 19 Indústria alimentícia | 454.146 | 600.870 | 32,3% | 9 | 10 | 13 |
| 20 Indústrias diversas | 403.445 | 469.004 | 16,2% | 11 | 12 | 23 |
| 21 Serviços de utilidade pública | 110.685 | 139.040 | 25,6% | 21 | 21 | 17 |
| 22 Construção civil | 5.286.602 | 6.535.862 | 23,6% | 3 | 2 | 18 |
| 23 Comércio | 5.019.715 | 6.361.856 | 26,7% | 5 | 3 | 16 |
| 24 Transportes | 1.127.826 | 1.547.157 | 37,2% | 7 | 7 | 12 |
| 25 Instituições financeiras | 309.338 | 315.477 | 2,0% | 14 | 15 | 26 |
| 26 Outros serviços | 5.033.697 | 5.986.460 | 18,9% | 4 | 5 | 21 |
| 27 Serviços prestados às empresas | 1.875.380 | 2.631.643 | 40,3% | 6 | 6 | 9 |
| 28 Serviços imobiliários e aluguel | 47.806 | 78.245 | 63,7% | 25 | 26 | 4 |
| 29 Administração pública | 8.324.623 | 10.124.557 | 21,6% | 1 | 1 | 19 |

FONTE: Elaboração própria.

Já a Tabela 7 traz a composição do emprego direto e indireto, obtido pela razão entre as estimativas setoriais de emprego da Tabela 6 e o total de emprego setorial efetivamente observado em cada ano. Assim, no setor Artigos de Vestuário, por exemplo, do emprego total gerado em 2002, apenas 4,6% corresponde ao efeito direto e indireto. Por sua vez, no setor Administração Pública, o percentual do

emprego direto e indireto é de nada menos do que 97%¹¹. O maior crescimento no período, em pontos percentuais, ocorreu no setor automotivo, que é um setor bastante interligado na estrutura produtiva. Além desse setor, também tiveram crescimento expressivo Petróleo e Gás e Transportes.

Tabela 7 – Composição do Emprego Direto e Indireto (2002 e 2008).

| Setor | Emprego Direto e Indireto estimado | | | Rank | Rank | Rank |
|--|------------------------------------|-------|------------|------|------|------------|
| | 2002 | 2008 | Variação % | 2002 | 2008 | Variação % |
| 1 Agropecuária | 35,9% | 36,0% | 0,0% | 20 | 19 | 20 |
| 2 Extrativa mineral | 84,9% | 87,9% | 2,9% | 3 | 3 | 8 |
| 3 Petróleo e gás | 48,5% | 55,8% | 7,3% | 15 | 11 | 2 |
| 4 Minerais não metálicos | 80,3% | 82,3% | 2,0% | 5 | 5 | 9 |
| 5 Siderurgia e Metalurgia | 78,4% | 79,3% | 0,9% | 7 | 6 | 13 |
| 6 Máquinas e equipamentos | 82,4% | 85,9% | 3,5% | 4 | 4 | 5 |
| 7 Eletroeletrônicos | 61,1% | 61,3% | 0,2% | 9 | 9 | 19 |
| 8 Automóveis, caminhões e ônibus | 52,0% | 59,9% | 7,9% | 12 | 10 | 1 |
| 9 Equipamentos de transporte e autopeças | 69,4% | 67,0% | -2,4% | 8 | 8 | 27 |
| 10 Produtos de Madeira | 78,5% | 72,3% | -6,2% | 6 | 7 | 28 |
| 11 Celulose, papel e gráfica | 49,7% | 50,4% | 0,7% | 14 | 15 | 14 |
| 12 Indústria da borracha e Artigos Plásticos | 52,9% | 53,6% | 0,7% | 11 | 12 | 15 |
| 13 Refino de petróleo, álcool e elem. quím. | 40,8% | 44,3% | 3,5% | 16 | 16 | 6 |
| 14 Químicos diversos | 53,9% | 52,6% | -1,3% | 10 | 13 | 23 |
| 15 Farmácia e veterinária | 20,9% | 19,3% | -1,6% | 27 | 27 | 26 |
| 16 Indústria têxtil | 22,5% | 22,9% | 0,4% | 26 | 26 | 17 |
| 17 Artigos de vestuário | 4,6% | 6,3% | 1,8% | 29 | 29 | 11 |
| 18 Fabricação de calçados | 40,7% | 26,0% | -14,7% | 17 | 24 | 29 |
| 19 Indústria alimentícia | 26,5% | 25,4% | -1,1% | 25 | 25 | 22 |
| 20 Indústrias diversas | 36,2% | 34,7% | -1,5% | 19 | 20 | 24 |
| 21 Serviços de utilidade pública | 32,3% | 33,9% | 1,6% | 22 | 21 | 12 |
| 22 Construção civil | 94,1% | 94,4% | 0,3% | 2 | 2 | 18 |
| 23 Comércio | 37,1% | 41,0% | 3,9% | 18 | 17 | 4 |
| 24 Transportes | 32,0% | 36,1% | 4,1% | 23 | 18 | 3 |
| 25 Instituições financeiras | 34,9% | 33,3% | -1,6% | 21 | 22 | 25 |
| 26 Outros serviços | 27,0% | 27,0% | 0,0% | 24 | 23 | 21 |
| 27 Serviços prestados às empresas | 50,3% | 52,3% | 1,9% | 13 | 14 | 10 |
| 28 Serviços imobiliários e aluguel | 8,8% | 11,9% | 3,1% | 28 | 28 | 7 |
| 29 Administração pública | 97,0% | 97,5% | 0,5% | 1 | 1 | 16 |

FONTE: Elaboração própria.

¹¹ Vale lembrar que o resultado dos setores Administração Pública, Petróleo e gás, Comércio estão sujeitos à hipótese de que sua variação na composição de consumo foi igual à média nacional, em razão da impossibilidade de obter os coeficientes por meio das POFs.

3.2.2 Variação no emprego gerado devido o efeito-renda (2002-2008)

Em seguida, para obter a variação no emprego gerado devido o efeito-renda, utiliza-se a equação (10.3), na qual é incorporada a interação entre os coeficientes de consumo (CV) e os coeficientes técnicos de produção e de emprego. O efeito renda dentro do modelo de Leontief gera impactos heterogêneos nos diferentes setores, pois a estrutura de consumo das famílias e as diferenças nas rendas médias recebidas por cada setor devem gerar diferentes requisitos de emprego.

Tabela 8 – Variação do Emprego devido ao Efeito-Renda (2002 e 2008).

| Setor | Emprego devido ao efeito-renda | | | Rank | Rank | Rank |
|---|--------------------------------|------------|------------|------|------|------------|
| | 2002 | 2008 | Variação % | 2002 | 2008 | Variação % |
| 1 Agropecuária | 11.121.145 | 10.962.465 | -1,4% | 2 | 2 | 28 |
| 2 Extrativa mineral | 32.938 | 28.602 | -13,2% | 28 | 28 | 29 |
| 3 Petróleo e gás | 15.322 | 25.994 | 69,7% | 29 | 29 | 3 |
| 4 Minerais não metálicos | 96.368 | 108.762 | 12,9% | 21 | 24 | 23 |
| 5 Siderurgia e Metalurgia | 171.721 | 223.123 | 29,9% | 16 | 16 | 9 |
| 6 Máquinas e equipamentos | 86.889 | 107.284 | 23,5% | 24 | 25 | 14 |
| 7 Eletroeletrônicos | 106.697 | 154.433 | 44,7% | 19 | 20 | 4 |
| 8 Automóveis, caminhões e ônibus | 42.705 | 46.249 | 8,3% | 27 | 27 | 25 |
| 9 Equipamentos de transporte e autop. | 88.949 | 155.782 | 75,1% | 23 | 19 | 2 |
| 10 Produtos de Madeira | 99.328 | 131.395 | 32,3% | 20 | 21 | 8 |
| 11 Celulose, papel e gráfica | 81.050 | 102.578 | 26,6% | 25 | 26 | 12 |
| 12 Indústria da borracha e Artigos Plás. | 145.058 | 195.685 | 34,9% | 17 | 17 | 7 |
| 13 Refino de petróleo, álcool e elem. quím. | 49.984 | 110.738 | 121,5% | 26 | 23 | 1 |
| 14 Químicos diversos | 93.510 | 115.336 | 23,3% | 22 | 22 | 15 |
| 15 Farmácia e veterinária | 144.885 | 184.940 | 27,6% | 18 | 18 | 11 |
| 16 Indústria têxtil | 653.307 | 761.494 | 16,6% | 9 | 9 | 20 |
| 17 Artigos de vestuário | 1.506.352 | 1.825.770 | 21,2% | 6 | 6 | 16 |
| 18 Fabricação de calçados | 332.015 | 472.120 | 42,2% | 13 | 12 | 5 |
| 19 Indústria alimentícia | 1.259.298 | 1.762.277 | 39,9% | 7 | 7 | 6 |
| 20 Indústrias diversas | 709.867 | 881.145 | 24,1% | 8 | 8 | 13 |
| 21 Serviços de utilidade pública | 231.734 | 270.721 | 16,8% | 15 | 14 | 18 |
| 22 Construção civil | 332.807 | 388.338 | 16,7% | 12 | 13 | 19 |
| 23 Comércio | 8.526.132 | 9.163.539 | 7,5% | 3 | 3 | 26 |
| 24 Transportes | 2.401.012 | 2.741.000 | 14,2% | 4 | 4 | 22 |
| 25 Instituições financeiras | 576.839 | 632.186 | 9,6% | 10 | 10 | 24 |
| 26 Outros serviços | 13.577.772 | 16.159.588 | 19,0% | 1 | 1 | 17 |
| 27 Serviços prestados às empresas | 1.850.594 | 2.402.980 | 29,8% | 5 | 5 | 10 |
| 28 Serviços imobiliários e aluguel | 496.308 | 578.481 | 16,6% | 11 | 11 | 21 |
| 29 Administração pública | 258.332 | 259.211 | 0,3% | 14 | 15 | 27 |

FONTE: Elaboração própria.

Em termos absolutos, os setores que mais geraram empregos induzidos foram Outros Serviços, líder nos dois períodos, a Agropecuária, apesar de uma ligeira queda de 1,4%, seguidos de Comércio, Transportes e Serviços Prestados às Empresas. Já em relação à variação percentual entre os períodos, os cinco setores que mais cresceram foram Refino de Petróleo e Álcool, Equipamentos de Transporte, Petróleo e Gás, Eletroeletrônicos e Fabricação de Calçados.

Ao analisar a economia brasileira da década de oitenta, Guilhoto et al. (1996) já destacavam a importância da estrutura de consumo, devido a sua ligação direta com a estrutura de distribuição de renda, e, ainda, à sua tendência em dominar as transações da economia, indicando o seu maior poder de alterar a estrutura produtiva em comparação ao poder das relações interindustriais. Isso acontece porque, no modelo de Leontief fechado, os multiplicadores de impacto são maiores por considerarem, além dos coeficientes técnicos de produção da MIP, os coeficientes relativos ao comportamento do consumo privado.

A Tabela 9 reflete justamente essa importância da estrutura de consumo em termos de geração de emprego para um período mais atual, 2002 e 2008. Percebe-se que dentre os 29 setores analisados, pelo menos em 14 deles o emprego gerado devido o efeito induzido é superior a 50% em ambos os períodos, ou seja, nesses 14 setores os efeitos induzidos superam os efeitos diretos e indiretos.

Analisando os ganhos e perdas de participação no emprego gerado pelo efeito induzido, percebe-se que apenas 9 setores tiveram ganhos, o mais expressivo no setor de Fabricação de Calçados, que teve um ganho de 14,7 pontos percentuais. Diferentemente do que seria de esperar, o efeito renda não teve um crescimento de participação em 20 dos 29 setores analisados.

Tabela 9 – Composição do Emprego devido ao Efeito-Renda (2002 e 2008).

| Setor | Emprego devido ao efeito-renda | | | Rank | Rank | Rank |
|--|--------------------------------|-------|------------|------|------|------------|
| | 2002 | 2008 | Variação % | 2002 | 2008 | Variação % |
| 1 Agropecuária | 64,1% | 64,0% | 0,0% | 10 | 11 | 10 |
| 2 Extrativa mineral | 15,1% | 12,1% | -2,9% | 27 | 27 | 22 |
| 3 Petróleo e gás | 51,5% | 44,2% | -7,3% | 15 | 19 | 28 |
| 4 Minerais não metálicos | 19,7% | 17,7% | -2,0% | 25 | 25 | 21 |
| 5 Siderurgia e Metalurgia | 21,6% | 20,7% | -0,9% | 23 | 24 | 17 |
| 6 Máquinas e equipamentos | 17,6% | 14,1% | -3,5% | 26 | 26 | 25 |
| 7 Eletroeletrônicos | 38,9% | 38,7% | -0,2% | 21 | 21 | 11 |
| 8 Automóveis, caminhões e ônibus | 48,0% | 40,1% | -7,9% | 18 | 20 | 29 |
| 9 Equipamentos de transporte e autopeças | 30,6% | 33,0% | 2,4% | 22 | 22 | 3 |
| 10 Produtos de Madeira | 21,5% | 27,7% | 6,2% | 24 | 23 | 2 |
| 11 Celulose, papel e gráfica | 50,3% | 49,6% | -0,7% | 16 | 15 | 16 |
| 12 Indústria da borracha e Artigos Plásticos | 47,1% | 46,4% | -0,7% | 19 | 18 | 15 |
| 13 Refino de petróleo, álcool e elem. quím. | 59,2% | 55,7% | -3,5% | 14 | 14 | 24 |
| 14 Químicos diversos | 46,1% | 47,4% | 1,3% | 20 | 17 | 7 |
| 15 Farmácia e veterinária | 79,1% | 80,7% | 1,6% | 3 | 3 | 4 |
| 16 Indústria têxtil | 77,5% | 77,1% | -0,4% | 4 | 4 | 13 |
| 17 Artigos de vestuário | 95,4% | 93,7% | -1,8% | 1 | 1 | 19 |
| 18 Fabricação de calçados | 59,3% | 74,0% | 14,7% | 13 | 6 | 1 |
| 19 Indústria alimentícia | 73,5% | 74,6% | 1,1% | 5 | 5 | 8 |
| 20 Indústrias diversas | 63,8% | 65,3% | 1,5% | 11 | 10 | 6 |
| 21 Serviços de utilidade pública | 67,7% | 66,1% | -1,6% | 8 | 9 | 18 |
| 22 Construção civil | 5,9% | 5,6% | -0,3% | 28 | 28 | 12 |
| 23 Comércio | 62,9% | 59,0% | -3,9% | 12 | 13 | 26 |
| 24 Transportes | 68,0% | 63,9% | -4,1% | 7 | 12 | 27 |
| 25 Instituições financeiras | 65,1% | 66,7% | 1,6% | 9 | 8 | 5 |
| 26 Outros serviços | 73,0% | 73,0% | 0,0% | 6 | 7 | 9 |
| 27 Serviços prestados às empresas | 49,7% | 47,7% | -1,9% | 17 | 16 | 20 |
| 28 Serviços imobiliários e aluguel | 91,2% | 88,1% | -3,1% | 2 | 2 | 23 |
| 29 Administração pública | 3,0% | 2,5% | -0,5% | 29 | 29 | 14 |

FONTE: Elaboração própria.

3.2.3 Matriz dos Multiplicadores Interclasses da Renda

A análise do efeito renda da seção anterior nada mais é do que o resultado da endogeneização da estrutura de consumo e distribuição de renda das cinco classes de renda atuando sobre os multiplicadores setoriais da estrutura produtiva e, conseqüentemente, sobre o emprego. Além disso, o modelo de Leontief-Miyazawa também permite visualizar quais as classes que mais se beneficiam do vazamento

de renda gerado após choques de demanda em outras classes, por meio da matriz de multiplicadores interclasses, expressa por $K_{(r \times r)}$, conforme a equação (9.1).

A Tabela 10 mostra esses efeitos multiplicadores em termos relativos, ou seja, em termos de participação na renda gerada por uma classe de renda que flui para as demais classes. Por exemplo, em 2002, supondo um choque exógeno positivo de uma unidade monetária na renda da classe A, do total da renda gerada para todas as classes, aproximadamente, 66% é absorvido pela própria classe A, enquanto 22% do impacto é absorvido pela classe C e, apenas, 3% pela classe E.

Tabela 10 - Matriz dos Multiplicadores Interclasses de renda em pontos percentuais (2002 e 2008).

| Classe de renda | 2002 | | | | | 2008 | | | | |
|-----------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | A | B | C | D | E | A | B | C | D | E |
| A | 66% | 16% | 15% | 14% | 15% | 67% | 13% | 14% | 14% | 14% |
| B | 4% | 53% | 4% | 4% | 4% | 4% | 61% | 4% | 4% | 4% |
| C | 22% | 22% | 73% | 20% | 21% | 23% | 21% | 76% | 23% | 24% |
| D | 4% | 5% | 4% | 58% | 5% | 4% | 3% | 4% | 57% | 4% |
| E | 3% | 3% | 3% | 3% | 56% | 2% | 2% | 2% | 3% | 54% |
| TOTAL | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% |

FONTE: Elaboração própria.

Essa expressiva parcela da renda absorvida pela classe C, qualquer que seja a classe estimulada por um choque, é um fato já observado por Santos et al. (2012) para o ano de 2008. Contudo, conforme revelado na tabela anterior, a importância da classe C já podia ser sentida no ano de 2002. E, mais do que isso, ao analisar a diferença em termos de participação entre 2002 e 2008, observa-se uma tendência de ganhos de participação da classe C na renda gerada dentro da própria classe C e nas classes de menor renda, D e E, as quais são beneficiadas diretamente pelos programas de transferência de renda do governo federal. Além deste resultado, conforme observado na Tabela 11, o maior destaque é para a classe B, que teve um aumento de 7,5 pontos percentuais nos ganhos de participação nos vazamentos gerados por choques monetários nela mesma.

Tabela 11 – Variação em pontos percentuais na Matriz dos Multiplicadores Interclasses de renda (2002 e 2008).

| Classe de renda | VARIACÃO (2008 – 2002) | | | | |
|-----------------|------------------------|-------|-------|-------|-------|
| | A | B | C | D | E |
| A | 0,8% | -3,6% | -1,6% | -0,7% | -0,6% |
| B | 0,1% | 7,5% | 0,2% | 0,5% | 0,5% |
| C | 0,8% | -1,6% | 3,0% | 2,7% | 3,0% |
| D | -0,7% | -1,2% | -0,7% | -1,6% | -0,4% |
| E | -0,9% | -1,2% | -0,9% | -0,8% | -2,5% |
| TOTAL | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% | 0,0% |

FONTE: Elaboração própria.

3.2.4 Viés do modelo para o emprego projetado para 2008

Outro objetivo deste estudo, a partir do modelo insumo-produto de 2002, é projetar a capacidade de geração de emprego para o ano de 2008 de acordo com a equação (12). Em seguida, após confrontar o emprego estimado pelo modelo de 2002 para 2008 e o emprego efetivamente verificado em 2008, de acordo com a equação (13), é extraído o “viés” absoluto e percentual por setor, conforme a Tabela 12.

Dos 29 setores analisados, em apenas 8 deles, o modelo insumo-produto subestimou a quantidade de emprego gerado, sendo o maior viés percentual negativo no Refino de Petróleo, Álcool e Elementos Químicos e o maior viés absoluto negativo na Administração pública. Já o maior viés absoluto positivo ocorreu no setor de Comércio. Não por acaso, estes dois últimos setores juntamente com Petróleo e Gás são os mesmos em que não foi possível captar a estrutura de consumo por meio da POF.

Tabela 12 – Erro de Previsão do Modelo Leontief-Miyazawa.

| Setor | Emprego | Emprego | Rank | Rank | Viés | | Rank | Rank |
|---------------------------------------|------------|------------|-------|-------|------------|--------|------|--------|
| | Projetado | Efetivo | Proj. | Efet. | Absoluto | % | Viés | Viés % |
| | 2008 | 2008 | | | | | | |
| 1 Agropecuária | 22.115.172 | 17.118.949 | 3 | 2 | 4.996.223 | 29,2% | 2 | 7 |
| 2 Extrativa mineral | 327.355 | 235.756 | 23 | 24 | 91.599 | 38,9% | 12 | 3 |
| 3 Petróleo e gás | 44.622 | 58.799 | 29 | 29 | -14.177 | -24,1% | 24 | 28 |
| 4 Minerais não metálicos | 646.294 | 613.723 | 17 | 17 | 32.571 | 5,3% | 20 | 21 |
| 5 Siderurgia e Metalurgia | 1.030.244 | 1.079.425 | 13 | 11 | -49.181 | -4,6% | 25 | 25 |
| 6 Máquinas e equipamentos | 913.175 | 761.719 | 14 | 14 | 151.456 | 19,9% | 11 | 13 |
| 7 Eletroeletrônicos | 393.279 | 398.861 | 22 | 22 | -5.582 | -1,4% | 22 | 22 |
| 8 Automóveis, caminhões e ônibus | 157.398 | 115.322 | 27 | 28 | 42.076 | 36,5% | 16 | 4 |
| 9 Equipamentos de transporte e aut. | 512.461 | 472.464 | 18 | 19 | 39.997 | 8,5% | 17 | 18 |
| 10 Produtos de Madeira | 463.219 | 473.641 | 20 | 18 | -10.422 | -2,2% | 23 | 24 |
| 11 Celulose, papel e gráfica | 231.536 | 206.913 | 26 | 26 | 24.623 | 11,9% | 21 | 17 |
| 12 Indústria da borracha e Art. Plás. | 456.602 | 421.455 | 21 | 20 | 35.147 | 8,3% | 18 | 19 |
| 13 Refino de petróleo, álcool e elem. | 124.608 | 198.654 | 28 | 27 | -74.046 | -37,3% | 26 | 29 |
| 14 Químicos diversos | 292.330 | 243.273 | 24 | 23 | 49.057 | 20,2% | 14 | 12 |
| 15 Farmácia e veterinária | 271.463 | 229.123 | 25 | 25 | 42.340 | 18,5% | 15 | 14 |
| 16 Indústria têxtil | 1.331.127 | 987.309 | 11 | 12 | 343.818 | 34,8% | 7 | 5 |
| 17 Artigos de vestuário | 2.398.390 | 1.949.550 | 8 | 9 | 448.840 | 23,0% | 6 | 9 |
| 18 Fabricação de calçados | 672.518 | 638.036 | 16 | 16 | 34.482 | 5,4% | 19 | 20 |
| 19 Indústria alimentícia | 2.200.832 | 2.363.147 | 9 | 8 | -162.315 | -6,9% | 28 | 26 |
| 20 Indústrias diversas | 1.532.847 | 1.350.149 | 10 | 10 | 182.698 | 13,5% | 9 | 16 |
| 21 Serviços de utilidade pública | 500.174 | 409.761 | 19 | 21 | 90.413 | 22,1% | 13 | 10 |
| 22 Construção civil | 6.808.878 | 6.924.200 | 5 | 5 | -115.322 | -1,7% | 27 | 23 |
| 23 Comércio | 26.348.123 | 15.525.395 | 2 | 3 | 10.822.728 | 69,7% | 1 | 1 |
| 24 Transportes | 6.095.260 | 4.288.157 | 6 | 7 | 1.807.103 | 42,1% | 4 | 2 |
| 25 Instituições financeiras | 1.266.833 | 947.663 | 12 | 13 | 319.170 | 33,7% | 8 | 6 |
| 26 Outros serviços | 26.722.912 | 22.146.048 | 1 | 1 | 4.576.864 | 20,7% | 3 | 11 |
| 27 Serviços prestados às empresas | 5.909.388 | 5.034.623 | 7 | 6 | 874.765 | 17,4% | 5 | 15 |
| 28 Serviços imobiliários e aluguel | 815.081 | 656.726 | 15 | 15 | 158.355 | 24,1% | 10 | 8 |
| 29 Administração pública | 9.642.645 | 10.383.768 | 4 | 4 | -741.123 | -7,1% | 29 | 27 |

FONTE: Elaboração própria.

A etapa seguinte a esta é fornecer estimativas setoriais do grau de flexibilidade salarial por setor para o período de 2002 a 2009, no subcapítulo 3.3.2. Para viabilizar a comparação com os resultados obtidos na curva de salário, os resultados da Tabela 12 são agrupados de 29 para 17 setores, conforme descrito no Anexo A2. Entretanto, antes dessa análise, serão expostos os resultados da curva de salário para o Brasil, no subcapítulo 3.3.1.

3.3 RESULTADOS DAS CURVAS DE SALÁRIO

3.3.1 Estimações agregadas

Na primeira etapa das estimações das curvas de salário para a amostra completa, os salários dos 624.082 trabalhadores precisam estar em um nível de agregação compatível com as 26 taxas de desemprego estaduais para cada um dos 8 anos da amostra. Essa compatibilização é feita por uma simples agregação pela média, no caso do método *cell means*, enquanto a outra forma de compatibilização é estimar equações de salário incluindo *dummies* de interação que captam os diferenciais salariais por ano e estado, que é o caso do método painel em dois passos.

Cumprida esta etapa, as 208 observações salariais obtidas pela média são utilizadas como variáveis dependentes nos dois primeiros modelos, enquanto as 208 observações obtidas pelo método painel em dois passos são utilizadas nos outros três modelos. Portanto, são estimadas cinco curvas de salário para o Brasil e, em todas elas, o logaritmo do salário é utilizado como variável dependente e o logaritmo da taxa de desemprego como variável explicativa.

Conforme descrito no subcapítulo 2.2.5, são estimados curvas de salário pelos seguintes métodos: Cell Means - Painel simples (OLS), com *dummies* de tempo e características médias estaduais dos trabalhadores; Cell Means - Painel dinâmico (GMM – AB), com *dummies* de tempo; Painel em dois passos (OLS), com *dummies* de tempo, de estado e de características dos trabalhadores; Painel em dois passos com correção de Heckman, com *dummies* de tempo, de estado e de características dos trabalhadores; e Painel em dois passos dinâmico (com GMM-AB no passo 2), com *dummies* de tempo.

A síntese dos resultados segue representada a seguir na Tabela 13, enquanto as regressões completas estão no Anexo A6.

Tabela 13 – Resultados das curvas de salário para o Brasil (2002 – 2009)

| Modelo | 1 – CELL MEANS - Painel simples | 2 – CELL MEANS - Painel dinâmico | 3 – PAINEL EM DOIS PASSOS ¹ | 4 – PAINEL EM DOIS PASSOS ² | 5 – PAINEL EM DOIS PASSOS ³ |
|--|--|---|---|---|---|
| Método | (OLS) | (GMM-AB) | (OLS) | (OLS) | (GMM-AB) |
| coef. U | -0,137* | -0,106** | -0,048** | -0,041** | -0,048** |
| erro pad. | (0,034) | (0,05) | (0,0206) | (0,0201) | (0,019) |
| R2 Ajust. | 0,76 | - | 0,65 | 0,67 | - |
| F | 39,73 | 456,8 | 12,99 | 13,93 | 209,31 |
| N | 208 | 156 | 208 | 208 | 156 |
| Teste de Hansen: $X^2(14)$ (p-valor) | - | 14,45 (0,417) | - | - | 15,34 (0,355) |
| Teste AR(2): z (p-valor) | - | 0,68 (0,499) | - | - | -0,28 (0,781) |

(*) $p < 0,01$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,10$.

1. Painel em dois passos (OLS); 2. Painel em dois passos com correção de Heckman; 3. Painel em dois passos (GMM-AB).

Notas: A tabela omite os controles para efeitos fixos e as *dummies* com características dos indivíduos. Todas as regressões são estimadas por meio do programa estatístico STATA e levam em consideração o peso amostral.

FONTE: Elaboração própria com base em dados da PNAD (2002-2009).

Os coeficientes da taxa de desemprego dos dois primeiros modelos, *cell means* em painel simples e dinâmico, são significativos, têm o sinal esperado e estão de acordo com o coeficiente de -0,1 da literatura internacional, obtido por Blanchflower e Oswald (1994ab) para diversos países em seus primeiros artigos da década de noventa, e, posteriormente, em seu artigo mais recente, de 2005. Já no modelo 3, a estimação baseada no método de Card (1995), mostrou um coeficiente de cerca da metade do obtido no modelo *cell means*. Em seguida, no modelo 4, observou-se que a correção do viés de seleção tem um efeito pequeno sobre o coeficiente estimado pela curva de salário. E, ainda, os modelos 2 e 5, estimados por GMM Arellano Bond resultaram em coeficientes bastante próximos dos modelos em painel simples estimados por OLS. De acordo com os testes de autocorrelação de ordem 2 e de Hansen, não rejeita-se a validade dos instrumentos em ambos os modelos.

O coeficiente da taxa de desemprego de -0,1 para os modelos *cell means* e de -0,04 para os modelos painel em dois passos indicam que um aumento de 10%

na taxa de desemprego é acompanhado de uma queda, respectivamente, entre 0,1% e 0,04% dos salários no Brasil, no período de 2002 a 2009. Os coeficientes obtidos nos modelos 3, 4 e 5 indicam um grau de flexibilidade para o Brasil menor do que o encontrado por Garcia (2002) nas décadas de oitenta e noventa ¹².

Uma das possíveis explicações para um maior grau de flexibilidade salarial entre as décadas de 80 e 90, identificada por Amadeo *et al.* (1993), é a alta capacidade de absorção do setor informal, que estava em expansão. Para esses autores, o crescimento acentuado da informalidade nesse período evitou a elevação da taxa de desemprego após fortes declínios no nível de atividade. Assim, a cada emprego perdido no setor formal era criado outro no setor informal, mas com salários mais baixos, o que refletiria maior flexibilidade salarial.

No final dos anos 90 e a partir do início dos anos 2000, o emprego formal começa a retomar espaço e, além disso, outro fator pode ter contribuído para um menor grau de flexibilidade salarial. De acordo com Corseuil *et al.* (2002), a taxa de rotatividade do mercado de trabalho brasileiro se mostrou bastante elevada, apesar de heterogênea entre os setores, com base no Cadastro Central de Empresas (Cempre) do IBGE de 1996, 1997 e 1998. De acordo com os autores, o Comércio e os Serviços apresentavam alta taxa de realocação de emprego, sendo os responsáveis por grande parte da rotatividade agregada.

Conforme Chahad e Pozzo (2013), a taxa de rotatividade para o Brasil manteve a tendência de alta no período que vai de 2002 a 2011, com base em dados do Ministério do Trabalho. Segundo os autores, a combinação entre a elevação do emprego formal e a alta rotatividade é a principal explicação para o aumento recente dos benefícios de seguro-desemprego pagos aos trabalhadores .

Neste contexto, é provável que os choques recebidos pelo mercado de trabalho, ao invés de serem absorvidos pelo salário, estejam sendo absorvidos por um alto grau de flexibilidade alocativa do mercado de trabalho, refletido nos altos

¹² Garcia (2002) obtém um coeficiente de -0,09 para o período de 1980 a 1989, de -0,17 para 1992 a 1999 e de -0,079 para 1995 a 1999, por meio do mesmo método, painel em dois passos, também para dados da PNAD.

índices de rotatividade. Nesse caso, a fragilidade das relações trabalhistas pode estar estimulando a capacidade dos trabalhadores se realocarem intersetorialmente sem grandes custos para eles. Entretanto, não se pode dizer o mesmo sobre os custos sociais, pois, entre 2002 e 2011, ocorreu aumento de cerca de 136,8% dos gastos reais com benefícios pagos ao trabalhadores, em comparação ao crescimento do estoque de segurados de apenas 60,7% no mesmo período, levando-se em consideração que isso vem ocorrendo em um contexto de baixo desemprego no Brasil em comparação a outros países (CHAHAD, POZZO, 2013).

Como a taxa de desemprego geral da economia não apresentou grandes flutuações na última década, é possível que, ao invés de permanecer um tempo maior no desemprego, o trabalhador brasileiro esteja encontrando mais facilmente outro emprego sem grandes perdas reais no salário. Sendo assim, o mercado de trabalho brasileiro estaria demonstrando um maior grau de flexibilidade alocativa e um menor grau de flexibilidade salarial.

Além dos dois tipos de ajustes mencionados, o mercado de trabalho também pode se ajustar por meio de alterações na jornada de trabalho. No Brasil, esse tipo de ajuste foi alterado com a Lei N° 9.601, de janeiro de 1998, que criou o “banco de horas”, o qual permite a compensação de horas trabalhadas num período maior que uma semana. Antes da lei, qualquer hora trabalhada além da jornada estabelecida na negociação ou na lei de 44 horas semanais seria paga como hora extra (ZYLBERSTAJN, 2003). Na teoria, o banco de horas deveria tornar o ajuste sobre a jornada de trabalho mais flexível.

Em termos práticos, a compensação de horas em períodos mais amplos pode atuar reduzindo o salário do trabalhador devido à redução dos rendimentos pagos pelas horas extras, mas, ao mesmo tempo, atua em sentido contrário reduzindo sua probabilidade de demissão. Neste caso, o efeito sobre a flexibilidade dos salários pode ser ambíguo e de difícil mensuração. Mas sua consideração pode ser relevante em uma investigação futura mais específica sobre o mercado de trabalho.

3.3.2 Estimações setoriais

Para garantir a viabilidade das estimações para o maior número de setores possível, optou-se pelo método *cell means* por painel simples de Blanchflower e Oswald (1994), com base nos motivos expostos no subcapítulo 2.2.6 que envolvem desde a falta de observações estaduais até a proliferação de instrumentos. Então, o modelo básico regride o logaritmo das médias dos salários por estado em função do logaritmo das taxas de desemprego estaduais, com *dummies* de ano e variáveis com as características médias de cada estado: homem, branco, chefe, formal, setor de atividade, além do log da média da idade e dos anos de estudo. A síntese dos resultados está na Tabela 14.

Tabela 14 – Resultados das curvas de salário setoriais (2002 – 2009).

| Setor | N | Coef. U | Erro pad. | P>t | R2 ajust | F | RANK |
|---|-----|---------|-----------|------|----------|-------|------|
| 1 Agropecuária | 120 | -0,207 | 0,15 | 0,18 | 0,51 | 9,86 | - |
| 2 Mineração, Petróleo e Gás | 80 | 0,435 | 0,24 | 0,08 | 0,62 | 7,49 | - |
| 3 Siderurgia e Metalurgia | 72 | -0,159 | 0,15 | 0,29 | 0,66 | 10,8 | - |
| 4 Máquinas, Eletroeletrônicos e equipamentos | 80 | -0,011 | 0,12 | 0,93 | 0,63 | 10,77 | - |
| 5 Automóveis, outros veículos, material de transporte | 48 | -0,118 | 0,18 | 0,52 | 0,60 | 5,96 | - |
| 6 Madeira, mobiliário, papel, celulose, gráfica, plástic. | 88 | -0,132 | 0,16 | 0,41 | 0,48 | 6,65 | - |
| 7 Químicos diversos, Refino de petróleo e álcool | 72 | -0,156 | 0,14 | 0,26 | 0,81 | 22,97 | - |
| 8 Indústrias diversas | 80 | -0,064 | 0,11 | 0,55 | 0,71 | 14,8 | - |
| 9 Têxtil, Vestuário, Calçados | 88 | -0,056 | 0,08 | 0,49 | 0,73 | 17,52 | - |
| 10 Indústria alimentícia | 80 | -0,193 | 0,12 | 0,10 | 0,67 | 12,46 | 1 |
| 11 Administração pública e serviços de utilidade públ. | 144 | -0,142 | 0,06 | 0,02 | 0,34 | 6,22 | 5 |
| 12 Construção civil | 128 | -0,137 | 0,06 | 0,03 | 0,63 | 16,38 | 4 |
| 13 Comércio | 208 | -0,190 | 0,04 | 0,00 | 0,65 | 27,9 | 2 |
| 14 Transportes, armazenamento, correio | 112 | -0,175 | 0,10 | 0,08 | 0,56 | 10,96 | 3 |
| 15 Aluguel, serviços imobiliários e instituições fin. | 80 | 0,035 | 0,09 | 0,72 | 0,66 | 11,85 | - |
| 16 Outros serviços | 208 | -0,101 | 0,04 | 0,02 | 0,69 | 33,47 | 6 |
| 17 Serviços prestados às empresas | 104 | -0,063 | 0,09 | 0,49 | 0,63 | 13,59 | - |
| BRASIL | 208 | -0,137 | 0,03 | 0,00 | 0,76 | 39,73 | |

NOTAS: A tabela omite os controles de efeitos fixos de tempo e de características individuais. Os resultados completos das regressões estão disponíveis com o autor.

FONTE: Elaboração própria com base em dados da PNAD (2002-2009).

Os coeficientes estimados são negativos, estando de acordo com o esperado pela teoria, exceto para dois grupos de setores: Mineração, Petróleo e Gás; e Aluguel, Serviços Imobiliários e Instituições Financeiras. Além disso, as

estimativas variam entre -0,05 e -0,2 e estão condizentes com o coeficiente de -0,1 para o Brasil. Entretanto, percebe-se que os setores com menos observações estaduais têm p-valores mais elevados, o que impede a rejeição da hipótese de que eles sejam iguais à zero a 10%, apesar da consonância com a teoria econômica.

Em razão disso, estimou-se um segundo modelo *cell means* por painel simples sem a inclusão das variáveis com características médias dos trabalhadores por estado, buscando simplificar ao máximo o modelo diante da escassez de observações. Os resultados descritos na Tabela 15 mostram que os coeficientes são sobrevalorizados em cerca de 3 vezes. No entanto, em geral, eles mantêm relativa coerência à ordenação observada no ranqueamento anterior. Portanto, mais do que a magnitude, o objetivo aqui é notar a posição no ranqueamento.

Tabela 15 – Resultados das curvas de salário setoriais (2002 – 2009).

| Setor | N | Coef. U | Erro pad. | P>t | R2 ajust | F | RANK |
|--|-----|---------|-----------|------|----------|-------|------|
| 1 Agropecuária | 120 | -0,640 | 0,12 | 0,00 | 0,29 | 7,18 | 1 |
| 2 Mineração, Petróleo e Gás | 80 | 0,141 | 0,23 | 0,55 | -0,05 | 0,55 | - |
| 3 Siderurgia e Metalurgia | 72 | -0,399 | 0,10 | 0,00 | 0,21 | 3,43 | 7 |
| 4 Máquinas, Eletroeletrônicos e equipamentos | 80 | -0,362 | 0,10 | 0,00 | 0,14 | 2,54 | 11 |
| 5 Automóveis, outros veículos, material de transporte | 48 | -0,485 | 0,17 | 0,01 | 0,12 | 1,80 | 2 |
| 6 Madeira, mobiliário, papel, celulose, gráfica, plástico. | 88 | -0,302 | 0,11 | 0,01 | 0,12 | 2,45 | 13 |
| 7 Químicos diversos, Refino de petróleo e álcool | 72 | -0,043 | 0,18 | 0,81 | -0,09 | 0,28 | - |
| 8 Indústrias diversas | 80 | -0,421 | 0,12 | 0,00 | 0,13 | 2,50 | 5 |
| 9 Têxtil, Vestuário, Calçados | 88 | -0,458 | 0,08 | 0,00 | 0,31 | 5,80 | 3 |
| 10 Indústria alimentícia | 80 | -0,403 | 0,11 | 0,00 | 0,15 | 2,73 | 6 |
| 11 Administração pública e serviços de utilidade públ. | 144 | -0,185 | 0,06 | 0,00 | 0,19 | 5,08 | 15 |
| 12 Construção civil | 128 | -0,334 | 0,06 | 0,00 | 0,36 | 10,09 | 12 |
| 13 Comércio | 208 | -0,383 | 0,05 | 0,00 | 0,30 | 11,85 | 8 |
| 14 Transportes, armazenamento, correio | 112 | -0,374 | 0,07 | 0,00 | 0,21 | 4,77 | 9 |
| 15 Aluguel, serviços imobiliários e instituições fin. | 80 | -0,432 | 0,09 | 0,00 | 0,23 | 3,90 | 4 |
| 16 Outros serviços | 208 | -0,290 | 0,06 | 0,00 | 0,20 | 7,63 | 14 |
| 17 Serviços prestados às empresas | 104 | -0,372 | 0,08 | 0,00 | 0,19 | 4,03 | 10 |
| BRASIL | 208 | -0,295 | 0,04 | 0,00 | 0,27 | 10,78 | |

NOTAS: Os resultados completos das regressões estão disponíveis com o autor.

FONTE: Elaboração própria com base em dados da PNAD (2002-2009).

Com base na tabela 15, o setor mais flexível é a Agropecuária, seguida do setor Automobilístico; Têxtil, Vestuário e Calçados. Já os trabalhadores ligados a

Administração Pública e Serviços de Utilidade Pública possuem menor grau de flexibilidade. É interessante notar que dentre os setores que mais geram emprego, o setor Outros Serviços, por exemplo, está entre aqueles com salários menos flexíveis. De acordo com Corseuil et al. (2002), este setor é um dos que possuem maior índice de rotatividade. Um fator potencial para este resultado pode ser o menor grau de qualificação e o baixo custo de treinamento da mão de obra.

Um maior grau de rigidez salarial no setor de serviços pode ser benéfico no sentido de conter picos inflacionários após choques de demanda exógenos positivos. Eventualmente, caso os salários deste setor se tornem mais flexíveis, a tendência de elevação dos salários poderia refletir nos custos e ser repassada aos preços, o que poderia agravar ainda mais a inflação deste setor.

Da mesma forma, a Construção Civil, que aparece na Tabela 15 como um setor com menor flexibilidade salarial, também destaca-se pela alta rotatividade. Conforme Chahad e Pozzo (2013), entre 2004 e 2012, a Construção Civil apresentou uma rotatividade média de mais de 80% de sua força de trabalho. De forma inversa, no setor de Serviços Industriais de Utilidade Pública (SIUP), apesar de ter salários relativamente menos flexíveis conforme a Tabela 15, essa rotatividade média não passou de 23%, o que caracterizaria este setor como pouco flexível, tanto em termos salariais, quanto em termos alocativos. Portanto, podem ser observadas combinações diferentes entre altos e baixos níveis de flexibilidade salarial e alocativa setorial. A consequência disso pode ser explorada mais a fundo em uma agenda futura de trabalho.

Em síntese, a estimação de medidas setoriais de flexibilidade salarial só foi possível ao custo de algumas agregações setoriais, exclusão de estados da amostra e simplificações na especificação do modelo econométrico. Com isso, perde-se tanto em abrangência setorial e espacial, quanto em precisão e não tendenciosidade dos estimadores. Em um estudo posterior, existem algumas alternativas que por falta de espaço não puderam ser implementadas no presente estudo. A primeira delas é a utilização de base de dados alternativas ou complementares que consigam captar a dinâmica do salário e do desemprego em setores específicos. A segunda

alternativa seria utilizar variáveis instrumentais exógenas que viabilizassem a estimação setorial por GMM-Arellano e Bond.

3.4. META ANÁLISE

De posse do viés percentual do modelo insumo-produto, do grau de flexibilidade salarial de 17 setores e, além disso, de algumas variáveis que indicam mudanças estruturais setoriais na economia brasileira, o presente estudo faz regressões destas variáveis buscando verificar se o erro do modelo insumo-produto está associado a algumas dessas mudanças. O principal objetivo é verificar se existe alguma relação entre o viés do modelo e o grau de flexibilidade dos salários.

São estimadas 8 regressões, todas elas, com as 17 observações referentes ao viés percentual setorial do emprego no papel de variável dependente¹³. No papel de variável independente está o grau de flexibilidade salarial, em módulo (coeficiente α na Tabela 14). Na regressão 1, a única variável explicativa é o módulo do grau de flexibilidade salarial, enquanto nas outras regressões serão utilizados pares de variáveis explicativas formados pelo módulo do grau de flexibilidade salarial e, adicionalmente, cada uma das seis variáveis estruturais. A ausência da constante nas regressões se deve a sua baixa significância estatística e a busca por um melhor ajustamento do modelo.

¹³ A tabela completa com os dados utilizados na meta-análise está no Anexo A7. Enquanto as regressões estimadas estão no Anexo A8.

Tabela 14 – Resultados das regressões estruturais

| Regressões | Coef. α | Erro padrão | P>t | Variável adicional | Coef. | Erro padrão | P>t | R2 | F |
|------------|----------------|-------------|-------|--------------------|--------|-------------|-------|-------|-------|
| 1 | 1,461** | 0,530 | 0,014 | - | - | - | - | 0,323 | 7,610 |
| 2 | 1,518** | 0,531 | 0,012 | KL | 0,191 | 0,184 | 0,315 | 0,368 | 4,370 |
| 3 | 1,353** | 0,534 | 0,023 | XDf | -0,297 | 0,264 | 0,277 | 0,375 | 4,510 |
| 4 | 1,529** | 0,531 | 0,011 | CfDf | -0,550 | 0,512 | 0,300 | 0,371 | 4,420 |
| 5 | 1,424** | 0,549 | 0,020 | IMDt | -0,192 | 0,416 | 0,652 | 0,332 | 3,730 |
| 6 | 1,579** | 0,572 | 0,015 | CIDt | -0,766 | 1,224 | 0,541 | 0,340 | 3,860 |
| 7 | 1,163*** | 0,599 | 0,071 | InvDt | 0,100 | 0,095 | 0,308 | 0,369 | 4,390 |
| 8 | 1,557* | 0,504 | 0,007 | L | -0,924 | 0,543 | 0,109 | 0,432 | 5,710 |

(*) $p < 0,01$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,10$.

Reg.1 – viés% x grau de flexibilidade salarial (GFS); Reg.2 – viés% x GFS e $\Delta\%$ relação capital-trabalho (KL); Reg.3 – viés% x GFS e $\Delta\%$ participação das exportações nas vendas totais (XDf); Reg.4 – viés% x GFS e $\Delta\%$ participação das famílias nas vendas totais (CfDf); Reg.5 – viés% x GFS e $\Delta\%$ penetração das importações no consumo total (IMDt); Reg.6 – viés% x GFS e $\Delta\%$ proporção do consumo intermediário na demanda total (CIDt); Reg.7 – viés% x GFS e $\Delta\%$ proporção do investimento na demanda total (InvDt); Reg.8 – viés% x GFS e $\Delta\%$ coeficiente direto de emprego (L).

NOTAS: As regressões são estimadas sem o termo de intercepto.

FONTE: Elaboração própria.

O sinal positivo do coeficiente do módulo do grau de flexibilidade confirma a expectativa de que nos setores com salários mais flexíveis, o modelo insumo-produto tende a superestimar a capacidade de geração de emprego. Considerando os resultados das sete regressões, o coeficiente do módulo do grau de flexibilidade variou entre 1,1 a 1,5. Em termos de elasticidade¹⁴, isto significa que, em média, um grau de flexibilidade salarial 10% maior está associado a um viés percentual do modelo insumo-produto aproximadamente 6,6% maior. Este resultado, no entanto, pode ser aprimorado em análises futuras uma vez que seja transposta as limitações relacionadas as base de dados, como a agregação de setores e a insuficiência de observações em alguns estados.

Das variáveis estruturais adicionais, a que demonstra ser mais relevante é a que representa a variação percentual no coeficiente direto de emprego (L). O coeficiente negativo desta variável indica que os setores que aumentaram seu coeficiente de emprego estão relacionados aos setores com menor viés do modelo insumo-produto.

¹⁴ Elasticidade = $\beta \times (X / Y)$, onde: β é o coeficiente médio aproximado do grau de flexibilidade (1,44); X é a média do grau de flexibilidade (0,11); e Y é a média do viés percentual do emprego (0,24).

4 – CONCLUSÕES

No Brasil onde 40 milhões de pessoas ascenderam de classe social na última década, quando se soma o fluxo de pessoas que chegaram à classe de renda média juntamente com o estoque de famílias da “antiga” classe média, estudos apontam que cerca de 100 milhões de pessoas estejam vivendo em uma faixa de renda familiar denominada de classe C, estabelecida pelo Centro de Políticas Sociais (CPS-FGV). O presente estudo evidenciou alguns dos reflexos disso por meio do crescimento da participação dessa classe, tanto em termos de consumo, quanto de ganhos de participação na renda na maioria dos 29 setores de atividade analisados da economia brasileira em 2002 e 2008, com base em dados, respectivamente, das POFs (2002-03 e 2008-09) e das PNADs (2002 e 2008).

Em seguida, na primeira abordagem do presente estudo, utilizou-se um modelo Leontief-Miyazawa em 2002 e 2008 para entender os efeitos diretos-indiretos e induzidos das mudanças descritas sobre a estrutura produtiva e de geração de emprego. Em um contexto de aumento de participação do componente consumo das famílias na composição do PIB, além do grande volume de renda gerada em direção à classe C, dado a sua grande representatividade demográfica, a expectativa inicial era de que o efeito induzido pudesse sobrepor os demais efeitos e refletir em ganhos de participação na composição do emprego gerado. Isso deveria acontecer uma vez que o efeito induzido é o resultado da endogeuinização das estruturas de renda e de consumo no modelo.

Como resultado, observou-se que este efeito é bastante expressivo, pois dentre os 29 setores analisados, em 14 deles o emprego gerado pelo efeito induzido é maior ou igual a 50% do total para ambos os períodos. No entanto, a expectativa de aumento de participação não foi confirmada, pois em apenas 9 setores houve crescimento de participação em pontos percentuais. Isso é um indicativo de que a geração de emprego relacionada às mudanças nas relações técnicas de produção tem acompanhado e até superado ligeiramente aquelas decorrentes apenas da expansão do consumo e da renda. Do contrário, em um contexto de expansão da

renda e do consumo, os ganhos de participação do emprego gerado devido ao efeito induzido deveriam ter sido predominantes.

Portanto, ao analisar os efeitos da ascensão de renda e de consumo das famílias sobre a geração de emprego, os resultados mostraram que ainda não é possível observar grandes mudanças estruturais na composição do tipo de emprego gerado, de acordo com os dados utilizados neste estudo. Contudo é possível identificar alguns setores com ganhos expressivos de participação, como é o caso do setor Automobilístico, com ganho de 7,9 pontos percentuais em termos de emprego direto e indireto e, por outro lado, o setor Fabricação de Calçados, com ganho de 14,7 pontos percentuais em participação no emprego induzido.

Por sua vez, em termos de participação na renda entre 2002 e 2008, observou-se que a participação da classe C nos vazamentos de renda decorrente de estímulos econômicos em qualquer uma das classes já era elevada em 2002 e continuou da mesma forma em 2008. Entretanto, o presente estudo verifica que isso não é um fato novo. A novidade é uma tendência de aumento de participação da classe C nos vazamentos da renda gerada dentro da própria classe C e nas classes de menor renda, D e E, as quais são beneficiadas diretamente pelos programas de transferência de renda do governo federal. Além disso, verificou-se que a classe B aumentou consideravelmente sua participação nos vazamentos da renda gerados por estímulos nela própria. Em síntese, isso significa que os benefícios econômicos de políticas de estímulo às classes B e C demonstraram uma tendência a se concentrar sobre elas mesmas, diferentemente de quando o estímulo ocorre sobre as outras classes.

Já na segunda abordagem proposta por este estudo, as estimativas agregadas da curva de salário para o Brasil entre 2002 e 2009 mostraram uma menor capacidade do mercado de trabalho brasileiro se ajustar via salários aos eventuais choques econômicos em comparação a estudos anteriores para as décadas de oitenta e noventa. Apesar disso, não se pode negar que a absorção destes choques possa estar ocorrendo de diferentes formas alternativas como, por exemplo, pela alta rotatividade dos trabalhadores, o que ainda caracterizaria o

mercado de trabalho como sendo bastante flexível, não em termos salariais, mas sim, em termos alocativos.

A curva de salário se mostrou ainda relativamente útil em proporcionar medidas desagregadas do grau de flexibilidade salarial por setor de atividade. Contudo, para viabilizar a estimação econométrica fez-se necessário uma agregação de 29 setores para 17, devido à falta de observações, além da retirada de variáveis explicativas na especificação do modelo e da exclusão de alguns estados da amostra setorial. Após estes ajustes, o coeficiente de elasticidade entre salário e taxa de desemprego se mostrou negativo de acordo com o esperado pela teoria para 15 dos 17 setores, no entanto, a significância estatística não pode ser garantida para todos os setores.

Considerando a limitação imposta pela abrangência da base de dados e pelo modelo econométrico utilizado, *cell means*, optou-se por enfatizar a análise de ranqueamento, o qual mostrou que o setor Outros Serviços, o que mais gera emprego é um dos que possuem salários menos flexíveis em termos comparativos. Partindo do pressuposto básico de que, se o ajuste sobre o mercado de trabalho não ocorrer via salários, deveria ocorrer via quantidade de emprego, então, a expectativa inicial poderia caminhar no sentido de estabelecer algum grau de associação entre esse baixo grau de flexibilidade salarial e uma maior geração de emprego. Isso, entretanto, não é condição necessária nem suficiente e, de qualquer forma, a Agropecuária é um exemplo de como um setor que gera bastante emprego, também pode ter salários aparentemente mais flexíveis.

Finalmente, o presente estudo reuniu as duas abordagens, insumo-produto e curva de salário, e buscou responder a questão de se o grau de flexibilidade salarial está associado ao erro de previsão do modelo insumo-produto, que é dado pela diferença entre o emprego total estimado pelo modelo e o emprego total efetivo. Ao pressupor que, após um choque positivo em determinado setor, todo o ajuste ocorre sobre a quantidade de emprego, a tendência esperada *a priori* era de que o modelo insumo-produto superestimasse a capacidade de geração de emprego deste setor e

que, quanto maior fosse a real capacidade de ajustar salários deste setor, maior seria o viés.

Por meio de uma meta-análise para 17 setores, verificou-se que, de fato, um maior viés positivo tende a se correlacionar a um maior grau de flexibilidade dos salários. Esse resultado é um indicativo de que a hipótese de rigidez de salários tende a contribuir para um viés positivo em termos de emprego estimado, mas esse erro de previsão pode ser parcialmente corrigido pela consideração das elasticidades setoriais entre salário e desemprego obtidos na curva de salário.

Por fim, o caminho natural a se seguir seria concluir este estudo com uma previsão corretiva do emprego, considerando as elasticidades setoriais. No entanto, optou-se por deixar esta etapa para uma agenda futura de trabalho, pois acredita-se que seja necessário aprimorar as elasticidades da curva de salário, por meio de bases de dados alternativas capazes de proporcionar um maior número de estimativas, seja pelo método GMM Arellano e Bond (1991) ou pelo método de Card (1995). Dessa forma, a melhor elaboração de medidas setoriais do grau de flexibilidade salarial por meio de outras bases de dados e por métodos alternativos pode contribuir em estudos futuros que têm como objetivo maximizar a precisão dos seus estimadores econômicos de curto prazo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMADEO, E.; CAMARGO, J.; BARROS, R.; MENDONÇA R. (1994). **A natureza e o funcionamento do mercado de trabalho brasileiro**. Rio de Janeiro: IPEA. (Texto para discussão n° 353).

ARELLANO, M.; BOND, S. (1991). **Some tests of specification for fanel data: Monte-Carlo evidence and na application to employment equations**. Review of Economic Studies, 58: 277–297.

BARROS R.; MENDONÇA R. (1997). **Flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro: uma avaliação empírica**. Rio de Janeiro: IPEA. (Texto para Discussão n° 452).

BARROS, R.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. (2007). **Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA. (Texto para Discussão, n° 1288).

BLANCHARD, O.; KATZ, L. (1999) **Wage dynamics: reconciling theory and evidence**. American Economic Review 89: 69–74.

BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. (1990) **The wage curve**. Scandinavian Journal of Economics, 92:2, pp. 215-35.

BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. (1994a). **The wage curve**. Cambridge, MA: MIT Press.

BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. (1994b). **Estimating a wage curve for Britain, 1973-1990**. Economic Journal, 104, pp. 1025-1043.

BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. (1995). **An introduction to the wage curve**. Journal of Economic Perspectives, Summer, 9(3), pp. 153-167.

BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. (2005). **The wage curve reloaded**. Working paper 11338, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

CARD, D. (1995). **The wage curve: a review**. *Journal of Economic Literature*, 33, pp. 785-799.

CARVALHO, A. E.; SILVA, D.; NERI, M. (2006). **Diferenciais de salários por raça e gênero: Aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas**. Rio de Janeiro: FGV/EPGE (Economics Working Papers, nº638).

CHAHAD, J.; POZZO, R. (2013). **Mercado de Trabalho no Brasil na Primeira Década do Século XXI: Evolução, Mudanças e Perspectivas – Desemprego, Salários e Produtividade do Trabalho**. São Paulo: FIPE (Boletim de Economia).

CORSEUIL, C.; FOGUEL, M. (2002) **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: IPEA. (Texto para discussão nº 897).

CORSEUIL, C.; RIBEIRO, E.; SANTOS, D.; DIAS, R. (2002). **Criação, destruição e realocação de emprego no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA. (Texto para Discussão, nº 855).

FRIEDMAN, M. (1968). **The role of monetary policy**. *American Economic Review*, v. 58, n. 1, p. 1-17.

GARCIA, L. (2002). **A curva da salário para o Brasil: uma análise microeconômica a partir dos dados da PNAD de 1981 a 1999**. Dissertação (Mestrado), Belo Horizonte, UFMG/Cedeplar.

GUILHOTO, J. J. M.; CONCEIÇÃO, P. H. Z.; CROCOMO, F. C. (1996). **Estrutura de produção, consumo e distribuição de renda na economia brasileira: 1975 e 1980 comparados**. *Economia & Empresa*, v.3, n.3, p.33-46.

GUILHOTO, J.J.M., U.A. SESSO FILHO (2005). **Estimação da Matriz Insumo-Produto a Partir de Dados Preliminares das Contas Nacionais**. *Economia Aplicada*. Vol. 9. N. 2. pp. 277-299. Abril-Junho.

GUILHOTO, J.J.M., U.A. SESSO FILHO (2010). **Estimação da Matriz Insumo-Produto Utilizando Dados Preliminares das Contas Nacionais: Aplicação e Análise de Indicadores Econômicos para o Brasil em 2005**. *Economia & Tecnologia*. UFPR/TECPAR. Ano 6, Vol 23, Out./Dez.

GUILHOTO, J.J.M., (2011). **Análise de Insumo-Produto: Teoria, Fundamentos e Aplicações**. Departamento de Economia. FEA-USP.

HARRIS, J.; TODARO, M. (1970). **Migration, unemployment and development: a two sector-analysis**. *American Economic Review*, 60, p.126-142.

HECKMAN, J.J. (1979). **Sample Selections Bias as a Specification Error** *Econometrica*, vol. 47, nº 1.

KASSOUF, A. L. (1994). **The Wage Rate Estimation Using The Heckman Procedure**. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v.14, nº1, p.89-107.

LEONTIEF, W. (1951). **The Structure of the American Economy**. Segunda Edição Ampliada. New York: Oxford University Press.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. (2009) **Input-Output Analysis: Foundations and Extensions**. Cambridge University Press, Cambridge, Second Edition.

MIYAZAWA, K. (1976). **Input-Output Analysis and the Structure of Income Distribution**. Berlin: Springer-Verlag.

MODIGLIANI, F. (1944). **Liquidity Preference and the Theory of Interest and the Money**. In: *Econometrica*, n. 12.

MOREIRA, G. R. C. (2007). **Políticas Sociais, Desigualdades Pessoais e Regionais da Renda no Brasil: Uma Análise de Insumo-Produto**. Dissertação (Mestrado), Piracicaba, USP/ESALQ.

NERI, M. (2010). **Nova Classe Média: O lado brilhante dos pobres**. Rio de Janeiro: CPS / FGV.

NERI, M. (2012). **De Volta ao País do Futuro: Crise Européia, Projeções e a Nova Classe Média** - Rio de Janeiro: CPS/FGV.

NIJKAMP, P.; POOT J. (2005). **The last word on the wage curve? A meta-analytic assessment**. *Journal of Economic Surveys*, forth coming.

OCDE (2010). **The Emerging Middle Class in Developing Countries**. Development Centre Working Paper 285.

OCDE (2013). **Economic Surveys: Brazil 2013**, OECD Publishing: <http://iepecdg.com.br/uploads/artigos/OECDBrazilEconomicSurveys2013.pdf>

PEROBELLI, F.; HADDAD, E.; HEWINGS, G. (2013). **Interdependência Econômica: Um Estudo de Caso para a Região Metropolitana de São Paulo**. São Paulo, NEREUS/USP (Texto para discussão n°15).

PHILLIPS, A. (1958), **The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957**, *Economica*, 25, pp. 283-299.

SANTOLIN, R.; ANTIGO, M. (2009). **Curvas de salários dinâmicas: um estudo dos determinantes da histerese do desemprego no Brasil**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar. (Texto para Discussão n° 368).

SANTOS, A.; SANTOS, W.; GONZALES, É.; LOPES, R. (2012). **Distribuição de Renda e Crescimento Econômico no Brasil: Uma Análise de Insumo-Produto a Partir de Dados da PNAD e da POF para o Ano de 2008**. X Encontro Nacional ENABER, Pernambuco.

SANTOS, R. A. C. dos; HADDAD, E. (2007). **Uma Análise de Insumo-Produto da Distribuição Interestadual da Renda no Brasil**. Revista Economia, Brasília, v.8, n.1, p.121–138, jan/abr.

SHAPIRO, C.; STIGLITZ, J. (1984). **Equilibrium unemployment as a worker discipline device**. *American Economic Review*, v.74, n.3, p.433-444.

SOUZA, A.; MACHADO, I. (2004). **Curva de rendimentos: uma análise no mercado de trabalho urbano e rural no Brasil (1981/ 99)**. *Rev. Econ. Sociol. Rural*, vol.42, no.1, p.35-54.

ZYLBERSTAJN, H. (2003): **“Banco de horas: da justificativa teórica à utilização prática no Brasil”** in: Chahad, José Paulo and Cacciamali, Maria Cristina (eds.), Mercado de trabalho no Brasil: novas práticas trabalhistas, negociações coletivas e direitos fundamentais no trabalho, São Paulo: Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

ANEXOS

ANEXO A1 – Agregação de 56 para 29 setores.

| Setor | Descrição 56 setores (SCN) | Setor | Descrição 29 setores |
|-------|---|-------|---|
| 1 | Agricultura, silvicultura, exploração florestal | 1 | Agropecuária |
| 2 | Pecuária e pesca | | |
| 4 | Minério de ferro | 2 | Extrativa mineral |
| 5 | Outros da indústria extrativa | | |
| 3 | Petróleo e gás natural | 3 | Petróleo e gás |
| 25 | Outros produtos de minerais não-metálicos | 4 | Minerais não metálicos |
| 26 | Fabricação de aço e derivados | 5 | Siderurgia e Metalurgia |
| 27 | Metalurgia de metais não-ferrosos | | |
| 28 | Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos | | |
| 29 | Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos | 6 | Máquinas e equipamentos |
| 31 | Máquinas para escritório e equipamentos de informática | | |
| 34 | Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico | | |
| 30 | Eletrodomésticos | 7 | Eletroeletrônicos |
| 32 | Máquinas, aparelhos e materiais elétricos | | |
| 33 | Material eletrônico e equipamentos de comunicações | | |
| 35 | Automóveis, camionetas e utilitários | 8 | Automóveis, caminhões e ônibus |
| 36 | Caminhões e ônibus | | |
| 37 | Peças e acessórios para veículos automotores | 9 | Equipamentos de transporte e autopeças |
| 38 | Outros equipamentos de transporte | | |
| 11 | Produtos de madeira - exclusive móveis | 10 | Produtos de Madeira |
| 12 | Celulose e produtos de papel | 11 | Celulose, papel e gráfica |
| 23 | Artigos de borracha e plástico | 12 | Indústria da borracha e Artigos Plásticos |
| 14 | Refino de petróleo e coque | 13 | Refino de petróleo, álcool e elementos químicos |
| 15 | Álcool | | |
| 17 | Fabricação de resina e elastômeros | | |
| 16 | Produtos químicos | 14 | Químicos diversos |
| 19 | Defensivos agrícolas | | |
| 21 | Tintas, vernizes, esmaltes e lacas | | |
| 22 | Produtos e preparados químicos diversos | | |
| 18 | Produtos farmacêuticos | 15 | Farmácia e veterinária |
| 20 | Perfumaria, higiene e limpeza | | |
| 8 | Têxteis | 16 | Indústria têxtil |
| 9 | Artigos do vestuário e acessórios | 17 | Artigos de vestuário |

| | | | |
|----|---|----|---------------------------------|
| 10 | Artefatos de couro e calçados | 18 | Fabricação de calçados |
| 6 | Alimentos e Bebidas | 19 | Indústria alimentícia |
| 7 | Produtos do fumo | | |
| 13 | Jornais, revistas, discos | 20 | Indústrias diversas |
| 39 | Móveis e produtos das indústrias diversas | | |
| 40 | Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana | 21 | Serviços de utilidade pública |
| 24 | Cimento | 22 | Construção civil |
| 41 | Construção | | |
| 42 | Comércio | 23 | Comércio |
| 43 | Transporte, armazenagem e correio | 24 | Transportes |
| 45 | Intermediação financeira e seguros | 25 | Instituições financeiras |
| 44 | Serviços de informação | 26 | Outros serviços |
| 47 | Serviços de manutenção e reparação | | |
| 48 | Serviços de alojamento e alimentação | | |
| 50 | Educação mercantil | | |
| 51 | Saúde mercantil | | |
| 52 | Serviços prestados às famílias e associativas | | |
| 53 | Serviços domésticos | | |
| 49 | Serviços prestados às empresas | 27 | Serviços prestados às empresas |
| 46 | Serviços imobiliários e aluguel | 28 | Serviços imobiliários e aluguel |
| 54 | Educação pública | 29 | Administração pública |
| 55 | Saúde pública | | |
| 56 | Administração pública e seguridade social | | |

ANEXO A2 – Agregação de 29 para 17 setores.

| Setor | Descrição 29 setores | Setor | Descrição 17 setores |
|-------|---|-------|---|
| 1 | Agropecuária | 1 | Agropecuária |
| 2 | Extrativa mineral | 2 | Mineração, Petróleo e Gás |
| 3 | Petróleo e gás | | |
| 4 | Minerais não metálicos | | |
| 5 | Siderurgia e Metalurgia | 3 | Siderurgia e Metalurgia |
| 6 | Máquinas e equipamentos | 4 | Máquinas, Eletroeletrônicos e equipamentos |
| 7 | Eletroeletrônicos | | |
| 8 | Automóveis, caminhões e ônibus | 5 | Automóveis, outros veículos, material de transporte |
| 9 | Equipamentos de transporte e autopeças | | |
| 10 | Produtos de Madeira | 6 | Madeira, mobiliário, papel, celulose, gráfica, plástico, borracha |
| 11 | Celulose, papel e gráfica | | |
| 12 | Indústria da borracha e Artigos Plásticos | | |
| 13 | Refino de petróleo, álcool e elementos químicos | 7 | Químicos diversos, Refino de petróleo e álcool |
| 14 | Químicos diversos | | |
| 15 | Farmácia e veterinária | | |
| 16 | Indústria têxtil | 9 | Têxtil, Vestuário, Calçados |
| 17 | Artigos de vestuário | | |
| 18 | Fabricação de calçados | | |
| 19 | Indústria alimentícia | 10 | Indústria alimentícia |
| 20 | Indústrias diversas | 8 | Indústrias diversas |
| 21 | Serviços de utilidade pública | 11 | Administração pública e serviços de utilidade pública |
| 29 | Administração pública | | |
| 22 | Construção civil | 12 | Construção civil |
| 23 | Comércio | 13 | Comércio |
| 24 | Transportes | 14 | Transportes, armazenamento, correio |
| 25 | Instituições financeiras | 15 | Aluguel, serviços imobiliários e instituições financeiras |
| 28 | Serviços imobiliários e aluguel | | |
| 26 | Outros serviços | 16 | Outros serviços |
| 27 | Serviços prestados às empresas | 17 | Serviços prestados às empresas |

ANEXO A3 – Matriz de *share* com o percentual de consumo das famílias, por setor e classe de renda (2002 e 2008).

| Setor | CLASSE DE RENDA (2002-03) | | | | | CLASSE DE RENDA (2008-09) | | | | |
|--|---------------------------|-----|-----|-----|-----|---------------------------|-----|-----|-----|-----|
| | A | B | C | D | E | A | B | C | D | E |
| 1 Agropecuária | 16% | 6% | 49% | 15% | 14% | 15% | 5% | 56% | 14% | 10% |
| 2 Extrativa mineral | 10% | 4% | 49% | 18% | 18% | 11% | 3% | 55% | 17% | 14% |
| 3 Petróleo e gás | 33% | 9% | 44% | 8% | 6% | 31% | 8% | 49% | 8% | 5% |
| 4 Minerais não metálicos | 30% | 6% | 46% | 9% | 8% | 40% | 8% | 41% | 6% | 4% |
| 5 Siderurgia e Metalurgia | 20% | 7% | 50% | 12% | 10% | 25% | 5% | 53% | 10% | 7% |
| 6 Máquinas e equipamentos | 42% | 9% | 42% | 4% | 2% | 33% | 9% | 47% | 6% | 4% |
| 7 Eletroeletrônicos | 23% | 8% | 50% | 11% | 8% | 23% | 7% | 54% | 10% | 7% |
| 8 Automóveis, caminhões e ônibus | 54% | 12% | 32% | 2% | 1% | 53% | 10% | 35% | 2% | 1% |
| 9 Equipamentos de transporte e autopeças | 16% | 8% | 60% | 9% | 6% | 14% | 7% | 63% | 10% | 6% |
| 10 Produtos de Madeira | 45% | 9% | 35% | 6% | 5% | 50% | 15% | 29% | 3% | 3% |
| 11 Celulose, papel e gráfica | 21% | 8% | 55% | 10% | 7% | 22% | 7% | 55% | 11% | 5% |
| 12 Indústria da borracha e Artigos Plásticos | 34% | 10% | 46% | 5% | 4% | 31% | 10% | 50% | 6% | 3% |
| 13 Refino de petróleo, álcool e elem. quím. | 36% | 10% | 43% | 6% | 5% | 32% | 9% | 49% | 6% | 4% |
| 14 Químicos diversos | 31% | 7% | 42% | 9% | 11% | 25% | 5% | 59% | 7% | 5% |
| 15 Farmácia e veterinária | 24% | 7% | 50% | 11% | 8% | 22% | 6% | 55% | 10% | 6% |
| 16 Indústria têxtil | 29% | 8% | 48% | 9% | 6% | 31% | 6% | 50% | 8% | 5% |
| 17 Artigos de vestuário | 26% | 8% | 50% | 9% | 6% | 25% | 7% | 54% | 9% | 6% |
| 18 Fabricação de calçados | 25% | 8% | 51% | 10% | 6% | 27% | 7% | 53% | 8% | 5% |
| 19 Indústria alimentícia | 18% | 6% | 51% | 14% | 11% | 17% | 6% | 56% | 12% | 9% |
| 20 Indústrias diversas | 31% | 8% | 46% | 8% | 6% | 30% | 8% | 48% | 8% | 5% |
| 21 Serviços de utilidade pública | 22% | 7% | 52% | 11% | 8% | 20% | 7% | 56% | 11% | 7% |
| 22 Construção civil | 12% | 9% | 51% | 14% | 15% | 14% | 5% | 56% | 15% | 11% |
| 23 Comércio | 33% | 9% | 44% | 8% | 6% | 31% | 8% | 49% | 8% | 5% |
| 24 Transportes | 21% | 7% | 52% | 12% | 9% | 19% | 6% | 56% | 12% | 8% |
| 25 Instituições financeiras | 54% | 11% | 32% | 2% | 1% | 46% | 9% | 40% | 4% | 1% |
| 26 Outros serviços | 43% | 10% | 39% | 5% | 3% | 41% | 9% | 44% | 5% | 2% |
| 27 Serviços prestados às empresas | 53% | 10% | 32% | 3% | 2% | 41% | 10% | 43% | 4% | 2% |
| 28 Serviços imobiliários e aluguel | 25% | 11% | 46% | 9% | 8% | 25% | 8% | 50% | 10% | 7% |
| 29 Administração pública | 33% | 9% | 44% | 8% | 6% | 31% | 8% | 49% | 8% | 5% |

Nota: As despesas de consumo nos setores de Petróleo e gás, Comércio e Administração Pública não são captadas pelas POFs e seus respectivos tradutores. Em razão disso, para estes setores são utilizadas a média do percentual de consumo do Brasil para cada classe.

FONTE: Elaboração própria com os dados das POFs (2002-03 e 2008-09).

ANEXO A4 – Matriz de *share* com o percentual da renda recebida pelas famílias, por setor e classe de renda (2002 e 2008).

| Setor | CLASSE DE RENDA (2002) | | | | | CLASSE DE RENDA (2008) | | | | |
|--|------------------------|-----|-----|-----|-----|------------------------|-----|-----|-----|-----|
| | A | B | C | D | E | A | B | C | D | E |
| 1 Agropecuária | 21% | 4% | 35% | 16% | 23% | 20% | 6% | 43% | 15% | 16% |
| 2 Extrativa mineral | 24% | 12% | 40% | 12% | 11% | 27% | 8% | 52% | 8% | 5% |
| 3 Petróleo e gás | 60% | 11% | 26% | 2% | 1% | 58% | 14% | 28% | 0% | 0% |
| 4 Minerais não metálicos | 18% | 5% | 52% | 14% | 11% | 18% | 6% | 60% | 10% | 6% |
| 5 Siderurgia e Metalurgia | 25% | 8% | 56% | 8% | 4% | 16% | 11% | 64% | 7% | 2% |
| 6 Máquinas e equipamentos | 41% | 11% | 43% | 4% | 1% | 43% | 11% | 42% | 3% | 1% |
| 7 Eletroeletrônicos | 44% | 8% | 40% | 6% | 2% | 26% | 14% | 54% | 5% | 2% |
| 8 Automóveis, caminhões e ônibus | 43% | 7% | 46% | 3% | 0% | 33% | 14% | 51% | 2% | 0% |
| 9 Equipamentos de transporte e autopeças | 25% | 9% | 58% | 6% | 3% | 30% | 9% | 55% | 5% | 1% |
| 10 Produtos de Madeira | 13% | 7% | 51% | 17% | 13% | 17% | 7% | 49% | 17% | 10% |
| 11 Celulose, papel e gráfica | 20% | 13% | 56% | 7% | 5% | 21% | 14% | 55% | 7% | 3% |
| 12 Indústria da borracha e Artigos Plásticos | 22% | 8% | 59% | 7% | 4% | 19% | 8% | 62% | 8% | 3% |
| 13 Refino de petróleo, álcool e elem. quím. | 44% | 11% | 39% | 4% | 1% | 40% | 12% | 43% | 4% | 1% |
| 14 Químicos diversos | 50% | 8% | 34% | 5% | 3% | 40% | 9% | 42% | 6% | 2% |
| 15 Farmácia e veterinária | 46% | 12% | 35% | 4% | 2% | 32% | 17% | 45% | 5% | 2% |
| 16 Indústria têxtil | 16% | 9% | 52% | 15% | 8% | 20% | 10% | 56% | 9% | 6% |
| 17 Artigos de vestuário | 16% | 8% | 56% | 13% | 8% | 15% | 9% | 59% | 11% | 5% |
| 18 Fabricação de calçados | 25% | 5% | 52% | 13% | 6% | 20% | 5% | 61% | 8% | 5% |
| 19 Indústria alimentícia | 27% | 7% | 47% | 12% | 7% | 23% | 6% | 55% | 11% | 6% |
| 20 Indústrias diversas | 32% | 8% | 46% | 9% | 5% | 23% | 6% | 59% | 8% | 4% |
| 21 Serviços de utilidade pública | 36% | 6% | 46% | 7% | 5% | 30% | 11% | 49% | 6% | 3% |
| 22 Construção civil | 18% | 4% | 48% | 17% | 12% | 16% | 5% | 56% | 14% | 8% |
| 23 Comércio | 28% | 9% | 49% | 9% | 5% | 27% | 9% | 52% | 8% | 4% |
| 24 Transportes | 20% | 9% | 57% | 10% | 4% | 19% | 10% | 60% | 8% | 3% |
| 25 Instituições financeiras | 52% | 12% | 35% | 1% | 0% | 54% | 12% | 32% | 1% | 0% |
| 26 Outros serviços | 36% | 7% | 41% | 9% | 6% | 33% | 8% | 46% | 8% | 5% |
| 27 Serviços prestados às empresas | 51% | 9% | 33% | 5% | 2% | 45% | 10% | 38% | 4% | 2% |
| 28 Serviços imobiliários e aluguel | 39% | 8% | 40% | 8% | 4% | 38% | 10% | 42% | 7% | 3% |
| 29 Administração pública | 36% | 11% | 46% | 5% | 3% | 40% | 11% | 44% | 4% | 2% |

FONTE: Elaboração própria com os dados das PNADs (2002 e 2008).

ANEXO A5 – Estatísticas descritivas

| Variável | Obs | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|--------------------|---------|--------|-----------|------|---------|
| ano | 624.082 | - | - | 2002 | 2009 |
| idade | 624.082 | 35,93 | 11,57 | 18 | 65 |
| anos de estudo | 624.082 | 8,55 | 4,03 | 0 | 15 |
| experiencia | 624.082 | 22,38 | 13,24 | 0 | 60 |
| taxa de desemprego | 208 | 10,1% | 2,4% | 4,1% | 17,9% |
| salário real | 624.082 | 970,63 | 1.483,90 | 1 | 350.000 |
| horas/semana | 624.082 | 41,97 | 12,91 | 1 | 98 |
| salario real hora | 624.082 | 5,99 | 15,41 | 0 | 3.805 |
| chefe | 624.082 | 0,50 | 0,50 | 0 | 1 |
| filho | 624.082 | 0,21 | 0,41 | 0 | 1 |
| homem | 624.082 | 0,56 | 0,50 | 0 | 1 |
| branco | 624.082 | 0,52 | 0,50 | 0 | 1 |
| formal | 624.082 | 0,52 | 0,50 | 0 | 1 |
| dsetor1 | 624.082 | 0,02 | 0,14 | 0 | 1 |
| dsetor2 | 624.082 | 0,27 | 0,44 | 0 | 1 |
| dsetor3 | 624.082 | 0,54 | 0,50 | 0 | 1 |
| dsetor4 | 624.082 | 0,17 | 0,38 | 0 | 1 |
| dqualific1 | 624.082 | 0,12 | 0,32 | 0 | 1 |
| dqualific2 | 624.082 | 0,79 | 0,41 | 0 | 1 |
| dqualific3 | 624.082 | 0,09 | 0,29 | 0 | 1 |
| didade21 | 624.082 | 0,23 | 0,42 | 0 | 1 |
| didade22 | 624.082 | 0,30 | 0,46 | 0 | 1 |
| didade23 | 624.082 | 0,25 | 0,43 | 0 | 1 |
| didade24 | 624.082 | 0,16 | 0,37 | 0 | 1 |
| didade25 | 624.082 | 0,06 | 0,24 | 0 | 1 |

| Descrição das variáveis | |
|-------------------------|--|
| experiencia | Idade do indivíduo menos os anos de estudo e menos cinco |
| horas/semana | Horas trabalhadas por semana |
| chefe | dummie para condição na família: Chefe |
| filho | dummie para condição na família: Filho |
| formal | dummie para trabalhador: Com carteira de trabalho |
| dsetor1 | dummie para setor de atividade: Primário |
| dsetor2 | dummie para setor de atividade: Secundário |
| dsetor3 | dummie para setor de atividade: Terciário |
| dsetor4 | dummie para setor de atividade: Outros |
| dqualific1 | dummie para anos de estudo: 0 a 3 anos |
| dqualific2 | dummie para anos de estudo: 4 a 14 anos |
| dqualific3 | dummie para anos de estudo: 15 anos ou mais |
| didade21 | dummie para idade: 18 a 25 anos |
| didade22 | dummie para idade: 26 a 35 anos |
| didade23 | dummie para idade: 36 a 45 anos |
| didade24 | dummie para idade: 46 a 55 anos |
| didade25 | dummie para idade: mais de 55 anos |

ANEXO A6 – Curvas de Salário para o Brasil (2002-2009)

1. Cell Means - Painel simples (OLS).

```
. reg WP u1 homem branco chefe formal dsetor2 dsetor3 dsetor4 lneduc lnidade da
> no1 - dano7
```

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 208 | | |
|----------|------------|-----|------------|---------------------|--------|--|
| Model | 7,16259953 | 17 | ,421329384 | F(17, 190) = | 39,73 | |
| Residual | 2,01513469 | 190 | ,010605972 | Prob > F = | 0,0000 | |
| Total | 9,17773422 | 207 | ,04433688 | R-squared = | 0,7804 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,7608 | |
| | | | | Root MSE = | ,10299 | |

| WP | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|---------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| u1 | -,1370258 | ,0341542 | -4,01 | 0,000 | -,204396 | -,0696557 |
| homem | 1,085004 | ,4216513 | 2,57 | 0,011 | ,253285 | 1,916723 |
| branco | ,209848 | ,0775501 | 2,71 | 0,007 | ,0568782 | ,3628179 |
| chefe | ,5780839 | ,3566548 | 1,62 | 0,107 | -,1254277 | 1,281596 |
| formal | ,1668475 | ,173586 | 0,96 | 0,338 | -,1755558 | ,5092509 |
| dsetor2 | -1,619323 | ,44121 | -3,67 | 0,000 | -2,489622 | -,7490237 |
| dsetor3 | -1,5623 | ,4846757 | -3,22 | 0,001 | -2,518336 | -,6062632 |
| dsetor4 | -,8906025 | ,5981139 | -1,49 | 0,138 | -2,070399 | ,289194 |
| lneduc | 1,745519 | ,1617535 | 10,79 | 0,000 | 1,426456 | 2,064583 |
| lnidade | 1,341887 | ,3756578 | 3,57 | 0,000 | ,6008911 | 2,082882 |
| dano1 | ,1130834 | ,0399514 | 2,83 | 0,005 | ,0342782 | ,1918886 |
| dano2 | ,0417636 | ,037873 | 1,10 | 0,272 | -,0329421 | ,1164693 |
| dano3 | -,0212623 | ,0353973 | -0,60 | 0,549 | -,0910845 | ,0485599 |
| dano4 | ,0128838 | ,033924 | 0,38 | 0,705 | -,0540323 | ,0797999 |
| dano5 | ,0147903 | ,0313819 | 0,47 | 0,638 | -,0471115 | ,076692 |
| dano6 | ,0568317 | ,0295594 | 1,92 | 0,056 | -,0014749 | ,1151384 |
| dano7 | -,0496691 | ,029599 | -1,68 | 0,095 | -,1080539 | ,0087157 |
| _cons | -6,208205 | 1,509875 | -4,11 | 0,000 | -9,186476 | -3,229934 |

2. Cell Means - Painel dinâmico (GMM – AB).

```
. /* BLOCO 3: modelos two-step e em diferença */
.
. xtabond2 WP l.WP u1 dano1-dano7, gmm (WP u1, lag (2 3)) twostep nolevel small
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
dano1 dropped due to collinearity
```

Dynamic panel-data estimation, two-step difference GMM

| | | | |
|----------------------------|--------------------|---|------|
| Group variable: uf | Number of obs | = | 156 |
| Time variable : ano | Number of groups | = | 26 |
| Number of instruments = 22 | Obs per group: min | = | 6 |
| F(8, 26) = 456.84 | avg | = | 6.00 |
| Prob > F = 0.000 | max | = | 6 |

| WP | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| WP | | | | | | |
| L1. | -.02113 | .0275958 | -0.77 | 0.451 | -.077854 | .0355939 |
| u1 | -.1062029 | .0508578 | -2.09 | 0.047 | -.2107426 | -.0016632 |
| dano2 | -.4952073 | .0266524 | -18.58 | 0.000 | -.549992 | -.4404225 |
| dano3 | -.445554 | .0265523 | -16.78 | 0.000 | -.500133 | -.3909749 |
| dano4 | -.3226396 | .0197188 | -16.36 | 0.000 | -.3631722 | -.282107 |
| dano5 | -.250524 | .013468 | -18.60 | 0.000 | -.2782078 | -.2228401 |
| dano6 | -.1201945 | .0114889 | -10.46 | 0.000 | -.1438103 | -.0965786 |
| dano7 | -.0984454 | .0134948 | -7.30 | 0.000 | -.1261844 | -.0707064 |

Warning: Uncorrected two-step standard errors are unreliable.

Instruments for first differences equation

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3).(WP u1)

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.77 Pr > z = 0.006
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.68 Pr > z = 0.499

Sargan test of overid. restrictions: chi2(14) = 34.18 Prob > chi2 = 0.002
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(14) = 14.45 Prob > chi2 = 0.417
(Robust, but weakened by many instruments.)

3. Painel em dois passos (CARD, 1995).

Passo 2

. reg w u1 dano1 - dano7 duf1 - duf25

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 208 | | |
|----------|------------|-----|------------|---------------------|--------|--|
| Model | ,808439939 | 33 | ,02449818 | F(33, 174) = | 12,99 | |
| Residual | ,328106279 | 174 | ,001885668 | Prob > F = | 0,0000 | |
| | | | | R-squared = | 0,7113 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,6566 | |
| Total | 1,13654622 | 207 | ,005490561 | Root MSE = | ,04342 | |

| w | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| u1 | -,0483181 | ,0206075 | -2,34 | 0,020 | -,0889909 | -,0076454 |
| dano1 | -,1463066 | ,0120664 | -12,13 | 0,000 | -,1701219 | -,1224912 |
| dano2 | -,1298168 | ,0125649 | -10,33 | 0,000 | -,1546161 | -,1050175 |
| dano3 | -,0986627 | ,0120763 | -8,17 | 0,000 | -,1224977 | -,0748278 |
| dano4 | -,0688483 | ,0122651 | -5,61 | 0,000 | -,0930558 | -,0446408 |
| dano5 | -,0443064 | ,0120525 | -3,68 | 0,000 | -,0680944 | -,0205185 |
| dano6 | -,046591 | ,0120445 | -3,87 | 0,000 | -,0703632 | -,0228189 |
| dano7 | -,0473503 | ,0123564 | -3,83 | 0,000 | -,0717381 | -,0229625 |
| duf1 | -,0890606 | ,0228307 | -3,90 | 0,000 | -,1341214 | -,0439998 |
| duf2 | -,1593468 | ,0238029 | -6,69 | 0,000 | -,2063263 | -,1123673 |
| duf3 | -,0472655 | ,0219566 | -2,15 | 0,033 | -,0906011 | -,0039298 |
| duf4 | -,0252876 | ,0218521 | -1,16 | 0,249 | -,0684169 | ,0178416 |
| duf5 | -,1102815 | ,0217157 | -5,08 | 0,000 | -,1531415 | -,0674215 |
| duf6 | -,0403182 | ,0220768 | -1,83 | 0,070 | -,083891 | ,0032547 |
| duf7 | -,1567004 | ,022555 | -6,95 | 0,000 | -,2012171 | -,1121838 |
| duf8 | -,1423305 | ,0222135 | -6,41 | 0,000 | -,1861732 | -,0984878 |
| duf9 | -,0981472 | ,021737 | -4,52 | 0,000 | -,1410494 | -,0552451 |
| duf10 | -,0553951 | ,0217329 | -2,55 | 0,012 | -,098289 | -,0125011 |
| duf11 | -,0485996 | ,0217135 | -2,24 | 0,026 | -,0914553 | -,0057439 |
| duf12 | -,0665315 | ,0217151 | -3,06 | 0,003 | -,1093904 | -,0236725 |
| duf13 | -,0867212 | ,0229471 | -3,78 | 0,000 | -,1320117 | -,0414308 |
| duf14 | -,1197153 | ,0219752 | -5,45 | 0,000 | -,1630876 | -,076343 |
| duf15 | -,0861933 | ,0217133 | -3,97 | 0,000 | -,1290486 | -,0433379 |
| duf16 | -,048334 | ,0227582 | -2,12 | 0,035 | -,0932516 | -,0034164 |
| duf17 | -,0846178 | ,0218879 | -3,87 | 0,000 | -,1278177 | -,041418 |
| duf18 | -,063977 | ,0218991 | -2,92 | 0,004 | -,1071991 | -,020755 |
| duf19 | -,0370494 | ,0217314 | -1,70 | 0,090 | -,0799405 | ,0058416 |
| duf20 | -,0622129 | ,0236879 | -2,63 | 0,009 | -,1089654 | -,0154604 |
| duf21 | -,0840333 | ,0243189 | -3,46 | 0,001 | -,1320314 | -,0360352 |
| duf22 | -,0563389 | ,0225246 | -2,50 | 0,013 | -,1007955 | -,0118823 |
| duf23 | -,1413954 | ,0225982 | -6,26 | 0,000 | -,1859972 | -,0967936 |
| duf24 | -,0490841 | ,0222865 | -2,20 | 0,029 | -,0930708 | -,0050975 |
| duf25 | -,0676299 | ,0222751 | -3,04 | 0,003 | -,1115941 | -,0236657 |
| _cons | ,1853073 | ,0505099 | 3,67 | 0,000 | ,0856163 | ,2849984 |

4. Painele em dois passos com correção de Heckman.

Probit

Survey: Probit regression

| | | | | | |
|------------------|---|----|-----------------|---|-----------|
| Number of strata | = | 6 | Number of obs | = | 846733 |
| Number of PSUs | = | 12 | Population size | = | 3,637e+08 |
| | | | Design df | = | 6 |
| | | | F(6, 1) | = | 471414,20 |
| | | | Prob > F | = | 0,0011 |

| ocupado | Coef. | Linearized Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|--------------|-----------|----------------------|--------|-------|----------------------|-----------|
| filho | -,1035363 | ,0207968 | -4,98 | 0,003 | -,1544243 | -,0526483 |
| chefe | ,240522 | ,0103325 | 23,28 | 0,000 | ,2152394 | ,2658046 |
| experiencia | ,0429638 | ,0019614 | 21,90 | 0,000 | ,0381643 | ,0477632 |
| experiencia2 | -,000463 | ,0000249 | -18,57 | 0,000 | -,0005241 | -,000402 |
| educ1 | -,0291283 | ,0074123 | -3,93 | 0,008 | -,0472656 | -,0109911 |
| educ2 | ,0050216 | ,0005343 | 9,40 | 0,000 | ,0037141 | ,0063291 |
| _cons | ,3978491 | ,0251506 | 15,82 | 0,000 | ,3363079 | ,4593903 |

Passo 2

. reg w u1 dano1 - dano7 duf1 - duf25

| Source | SS | df | MS | Number of obs = | 208 |
|----------|------------|-----|------------|-----------------|--------|
| Model | ,831605965 | 33 | ,025200181 | F(33, 174) = | 13,93 |
| Residual | ,314780442 | 174 | ,001809083 | Prob > F = | 0,0000 |
| | | | | R-squared = | 0,7254 |
| | | | | Adj R-squared = | 0,6733 |
| | | | | Root MSE = | ,04253 |
| Total | 1,14638641 | 207 | ,005538099 | | |

| W | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| u1 | -,0414027 | ,0201846 | -2,05 | 0,042 | -,081241 | -,0015645 |
| dano1 | -,1532511 | ,0118188 | -12,97 | 0,000 | -,1765778 | -,1299244 |
| dano2 | -,1354025 | ,0123071 | -11,00 | 0,000 | -,159693 | -,1111121 |
| dano3 | -,102882 | ,0118286 | -8,70 | 0,000 | -,1262279 | -,0795361 |
| dano4 | -,0783904 | ,0120134 | -6,53 | 0,000 | -,1021012 | -,0546796 |
| dano5 | -,0489376 | ,0118052 | -4,15 | 0,000 | -,0722375 | -,0256377 |
| dano6 | -,0507253 | ,0117974 | -4,30 | 0,000 | -,0740097 | -,0274409 |
| dano7 | -,0497954 | ,0121029 | -4,11 | 0,000 | -,0736828 | -,025908 |
| duf1 | -,0961624 | ,0223623 | -4,30 | 0,000 | -,1402986 | -,0520261 |
| duf2 | -,1574945 | ,0233145 | -6,76 | 0,000 | -,2035101 | -,111479 |
| duf3 | -,0529526 | ,0215061 | -2,46 | 0,015 | -,0953991 | -,0105061 |
| duf4 | -,0305225 | ,0214037 | -1,43 | 0,156 | -,0727668 | ,0117219 |
| duf5 | -,1158849 | ,0212701 | -5,45 | 0,000 | -,1578655 | -,0739043 |
| duf6 | -,0451001 | ,0216239 | -2,09 | 0,038 | -,087779 | -,0024213 |
| duf7 | -,1489696 | ,0220922 | -6,74 | 0,000 | -,1925729 | -,1053664 |
| duf8 | -,1539949 | ,0217578 | -7,08 | 0,000 | -,196938 | -,1110517 |
| duf9 | -,0979538 | ,021291 | -4,60 | 0,000 | -,1399756 | -,0559319 |
| duf10 | -,0597426 | ,0212869 | -2,81 | 0,006 | -,1017565 | -,0177287 |
| duf11 | -,0562405 | ,0212679 | -2,64 | 0,009 | -,0982169 | -,0142642 |
| duf12 | -,0718577 | ,0212696 | -3,38 | 0,001 | -,1138373 | -,0298781 |
| duf13 | -,0914848 | ,0224763 | -4,07 | 0,000 | -,135846 | -,0471236 |
| duf14 | -,1273451 | ,0215244 | -5,92 | 0,000 | -,1698276 | -,0848627 |
| duf15 | -,0907743 | ,0212678 | -4,27 | 0,000 | -,1327504 | -,0487983 |
| duf16 | -,0536668 | ,0222912 | -2,41 | 0,017 | -,0976628 | -,0096708 |
| duf17 | -,0938902 | ,0214388 | -4,38 | 0,000 | -,1362037 | -,0515767 |
| duf18 | -,0721607 | ,0214498 | -3,36 | 0,001 | -,1144959 | -,0298254 |
| duf19 | -,0404852 | ,0212855 | -1,90 | 0,059 | -,0824962 | ,0015258 |
| duf20 | -,0639962 | ,0232018 | -2,76 | 0,006 | -,1097895 | -,018203 |
| duf21 | -,0804152 | ,02382 | -3,38 | 0,001 | -,1274285 | -,033402 |
| duf22 | -,0649629 | ,0220625 | -2,94 | 0,004 | -,1085074 | -,0214184 |
| duf23 | -,1435468 | ,0221345 | -6,49 | 0,000 | -,1872335 | -,0998601 |
| duf24 | -,0485312 | ,0218292 | -2,22 | 0,027 | -,0916153 | -,005447 |
| duf25 | -,0709279 | ,0218181 | -3,25 | 0,001 | -,11399 | -,0278657 |
| _cons | ,1738836 | ,0494736 | 3,51 | 0,001 | ,076238 | ,2715291 |

5. Painel em dois passos dinâmico (com GMM-AB).

Passo 2

```
. /* BLOCO 3: modelos two-step e em diferença */
.
. xtabond2 WP l.WP u1 dano1-dano7, gmm (WP u1, lag (2 3)) twostep nolevel small
Favoring speed over space. To switch, type or click on mata: mata set matafavor space, perm.
dano1 dropped due to collinearity
```

Dynamic panel-data estimation, two-step difference GMM

| | | | |
|----------------------------|--------------------|---|------|
| Group variable: uf | Number of obs | = | 156 |
| Time variable : ano | Number of groups | = | 26 |
| Number of instruments = 22 | Obs per group: min | = | 6 |
| F(8, 26) = 209.31 | avg | = | 6.00 |
| Prob > F = 0.000 | max | = | 6 |

| WP | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|-----------|
| WP | | | | | | |
| L1. | .5356665 | .0514745 | 10.41 | 0.000 | .4298591 | .6414738 |
| u1 | -.0481376 | .0196309 | -2.45 | 0.021 | -.0884895 | -.0077856 |
| dano2 | -.0828643 | .0089743 | -9.23 | 0.000 | -.1013111 | -.0644174 |
| dano3 | -.0537417 | .006846 | -7.85 | 0.000 | -.0678138 | -.0396696 |
| dano4 | -.037629 | .0047732 | -7.88 | 0.000 | -.0474406 | -.0278175 |
| dano5 | -.0311628 | .0064547 | -4.83 | 0.000 | -.0444307 | -.0178949 |
| dano6 | -.0445674 | .004858 | -9.17 | 0.000 | -.0545531 | -.0345817 |
| dano7 | -.0503157 | .0037122 | -13.55 | 0.000 | -.0579463 | -.042685 |

Warning: Uncorrected two-step standard errors are unreliable.

Instruments for first differences equation

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/3).(WP u1)

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -3.18 Pr > z = 0.001
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -0.28 Pr > z = 0.781

Sargan test of overid. restrictions: chi2(14) = 13.45 Prob > chi2 = 0.492
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(14) = 15.34 Prob > chi2 = 0.355
(Robust, but weakened by many instruments.)

ANEXO A7 – Dados utilizados na meta-análise

| Setor | vies | GFS (módulo) | KL | XDf | CfDf | IMDt | CIDt | InvDt | L |
|-------|---------|-----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 1 | 0,2919 | 0,2071 | -0,1633 | -0,0074 | -0,0151 | 0,3985 | 0,1581 | -0,2111 | -0,2120 |
| 2 | 0,2005 | 0,0000 | 0,5471 | -0,1461 | -0,3475 | -0,1684 | -0,1208 | 1,6042 | -0,0454 |
| 3 | -0,0456 | 0,1593 | 0,1584 | -0,1781 | -0,0058 | 0,0689 | 0,0186 | -0,0204 | 0,1815 |
| 4 | 0,1848 | 0,0109 | -0,1584 | -0,3491 | 0,0196 | -0,1028 | 0,0269 | 0,1459 | 0,0137 |
| 5 | 0,4495 | 0,1181 | 0,8914 | -0,2359 | -0,0527 | -0,1548 | 0,0131 | 0,4038 | -0,0488 |
| 6 | 0,1804 | 0,1318 | -0,2986 | -0,1472 | 0,0803 | -0,0822 | 0,0472 | 2,4660 | 0,0951 |
| 7 | 0,0137 | 0,1565 | -0,4802 | -0,0583 | -0,0519 | 0,0951 | 0,0681 | 0,9072 | 0,0926 |
| 8 | 0,1353 | 0,0643 | -0,0597 | -0,4668 | 0,0540 | -0,1543 | -0,0331 | 0,0568 | 0,0547 |
| 9 | 0,6325 | 0,0559 | -0,3669 | -0,3425 | 0,0614 | 0,1372 | -0,0092 | 0,0994 | 0,1997 |
| 10 | -0,0687 | 0,1934 | -0,5516 | -0,1220 | 0,0200 | -0,3248 | 0,0376 | 0,1918 | 0,2102 |
| 11 | 0,1493 | 0,1420 | 0,1634 | 0,7099 | -0,0061 | -0,0542 | -0,0345 | 0,8208 | 0,0087 |
| 12 | -0,0167 | 0,1370 | -0,2396 | -0,1580 | 0,3962 | -0,0605 | -0,0117 | 0,0044 | -0,0016 |
| 13 | 0,6971 | 0,1899 | 0,5246 | -0,1462 | -0,0877 | -0,1672 | -0,0254 | 0,4500 | -0,1508 |
| 14 | 0,4214 | 0,1751 | -0,0620 | 0,1128 | -0,0541 | 0,0378 | 0,0276 | 0,5502 | 0,0002 |
| 15 | 0,5779 | 0,0000 | -0,2983 | -0,0460 | -0,0026 | -0,1179 | 0,0430 | 0,6812 | -0,1913 |
| 16 | 0,2067 | 0,1014 | -0,1105 | -0,1043 | 0,0261 | -0,1671 | -0,0247 | 0,2819 | -0,0472 |
| 17 | 0,1737 | 0,0634 | -0,0335 | -0,0446 | 0,0376 | -0,1854 | -0,0868 | 0,3221 | 0,0098 |

ANEXO A8 – Regressões da meta-análise

. ***reg. 1
 . reg vies gf0_modulo, nocons

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 17 | | |
|----------|------------|----|------------|--------------------|--------|--|
| Model | ,616697712 | 1 | ,616697712 | F(1, 16) = | 7,61 | |
| Residual | 1,2958044 | 16 | ,080987775 | Prob > F = | 0,0140 | |
| Total | 1,91250212 | 17 | ,112500124 | R-squared = | 0,3225 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,2801 | |
| | | | | Root MSE = | ,28458 | |

| vies | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|------------|----------|-----------|------|-------|----------------------|----------|
| gf0_modulo | 1,461336 | ,5295704 | 2,76 | 0,014 | ,3386971 | 2,583975 |

. ***reg. 2
 . reg vies gf0_modulo k1, nocons

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 17 | | |
|----------|------------|----|------------|--------------------|--------|--|
| Model | ,703667002 | 2 | ,351833501 | F(2, 15) = | 4,37 | |
| Residual | 1,20883511 | 15 | ,080589008 | Prob > F = | 0,0320 | |
| Total | 1,91250212 | 17 | ,112500124 | R-squared = | 0,3679 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,2837 | |
| | | | | Root MSE = | ,28388 | |

| vies | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|------------------|----------------------|----------------------|--------------|----------------|-----------------------|----------------------|
| gf0_modulo k1 | 1,517519 ,1914212 | ,5310263 ,1842659 | 2,86 1,04 | 0,012 0,315 | ,3856634 -,2013322 | 2,649375 ,5841745 |

. ***reg. 3
 . reg vies gf0_modulo xdf, nocons

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 17 | | |
|----------|------------|----|------------|--------------------|--------|--|
| Model | ,718014644 | 2 | ,359007322 | F(2, 15) = | 4,51 | |
| Residual | 1,19448747 | 15 | ,079632498 | Prob > F = | 0,0293 | |
| Total | 1,91250212 | 17 | ,112500124 | R-squared = | 0,3754 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,2922 | |
| | | | | Root MSE = | ,28219 | |

| vies | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-------------------|-----------------------|----------------------|---------------|----------------|-----------------------|----------------------|
| gf0_modulo xdf | 1,353089 -,2973817 | ,5338177 ,2636443 | 2,53 -1,13 | 0,023 0,277 | ,2152831 -,8593263 | 2,490894 ,2645629 |

. ***reg. 4
 . reg vies gf0_modulo cfd, nocons

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 17 | | |
|----------|------------|----|------------|--------------------|--------|--|
| Model | ,709263982 | 2 | ,354631991 | F(2, 15) = | 4,42 | |
| Residual | 1,20323813 | 15 | ,080215876 | Prob > F = | 0,0309 | |
| Total | 1,91250212 | 17 | ,112500124 | R-squared = | 0,3709 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,2870 | |
| | | | | Root MSE = | ,28322 | |

| vies | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|-------------------|-----------------------|---------------------|---------------|----------------|-----------------------|---------------------|
| gf0_modulo cfd | 1,528964 -,5502021 | ,5307873 ,512184 | 2,88 -1,07 | 0,011 0,300 | ,3976177 -1,641896 | 2,66031 ,5414923 |

. ***reg. 5
 . reg vies gf0_modulo imdt, nocons

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 17 | | |
|----------|------------|----|------------|--------------------|--------|--|
| Model | ,634721076 | 2 | ,317360538 | F(2, 15) = | 3,73 | |
| Residual | 1,27778104 | 15 | ,085185403 | Prob > F = | 0,0486 | |
| | | | | R-squared = | 0,3319 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,2428 | |
| | | | | Root MSE = | ,29187 | |
| Total | 1,91250212 | 17 | ,112500124 | | | |

| vies | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| gf0_modulo | 1,423707 | ,5492474 | 2,59 | 0,020 | ,253014 | 2,5944 |
| imdt | -,1915118 | ,4163515 | -0,46 | 0,652 | -1,078944 | ,6959204 |

. ***reg. 6
 . reg vies gf0_modulo cidt, nocons

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 17 | | |
|----------|------------|----|------------|--------------------|--------|--|
| Model | ,649607444 | 2 | ,324803722 | F(2, 15) = | 3,86 | |
| Residual | 1,26289467 | 15 | ,084192978 | Prob > F = | 0,0445 | |
| | | | | R-squared = | 0,3397 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,2516 | |
| | | | | Root MSE = | ,29016 | |
| Total | 1,91250212 | 17 | ,112500124 | | | |

| vies | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| gf0_modulo | 1,579403 | ,572019 | 2,76 | 0,015 | ,360173 | 2,798632 |
| cidt | -,7655073 | 1,224405 | -0,63 | 0,541 | -3,375265 | 1,84425 |

. ***reg. 7
 . reg vies gf0_modulo invdt, nocons

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 17 | | |
|----------|------------|----|------------|--------------------|--------|--|
| Model | ,706309346 | 2 | ,353154673 | F(2, 15) = | 4,39 | |
| Residual | 1,20619277 | 15 | ,080412851 | Prob > F = | 0,0315 | |
| | | | | R-squared = | 0,3693 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,2852 | |
| | | | | Root MSE = | ,28357 | |
| Total | 1,91250212 | 17 | ,112500124 | | | |

| vies | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|------------|----------|-----------|------|-------|----------------------|----------|
| gf0_modulo | 1,162996 | ,5986018 | 1,94 | 0,071 | -,1128938 | 2,438885 |
| invdt | ,0997784 | ,0945186 | 1,06 | 0,308 | -,1016832 | ,30124 |

. ***reg. 8
 . reg vies gf0_modulo l, nocons

| Source | SS | df | MS | Number of obs = 17 | | |
|----------|------------|----|------------|--------------------|--------|--|
| Model | ,826579611 | 2 | ,413289805 | F(2, 15) = | 5,71 | |
| Residual | 1,0859225 | 15 | ,072394834 | Prob > F = | 0,0143 | |
| | | | | R-squared = | 0,4322 | |
| | | | | Adj R-squared = | 0,3565 | |
| | | | | Root MSE = | ,26906 | |
| Total | 1,91250212 | 17 | ,112500124 | | | |

| vies | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] | |
|------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|----------|
| gf0_modulo | 1,557391 | ,5038568 | 3,09 | 0,007 | ,4834461 | 2,631337 |
| l | -,9240036 | ,5426752 | -1,70 | 0,109 | -2,080688 | ,2326812 |